



## 저작자표시-비영리-동일조건변경허락 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



동일조건변경허락. 귀하가 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공했을 경우에는, 이 저작물과 동일한 이용허락조건하에서만 배포할 수 있습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

보건학석사 학위논문

자살생각에 영향을 미치는  
개인특성과 지역특성

**The study on individual and regional effects  
on suicidal ideation**

2013년 2 월

서울대학교 보건대학원

보건학과 보건학 전공

신 상 수

# 자살생각에 영향을 미치는 개인특성과 지역특성

지도교수 조 영 태

이 논문을 보건학석사 학위논문으로 제출함  
2012년 11 월

서울대학교 보건대학원  
보건학과 보건인구학 전공  
신 상 수

신상수의 석사 학위논문을 인준함  
2012 년 12 월

위 원 장     조 병 희     (인)

부위원장     조 성 일     (인)

위     원     조 영 태     (인)

## 국 문 초 록

**연구배경 :** 최근 한국의 자살 행태와 관련된 유병율이 전반적으로 증가하고 있다. 개인의 건강은 개인 특성 뿐 아니라 지역 환경에 의하여 영향을 받기 때문에, 자살 생각도 지역 환경에 의하여 영향을 받을 수 있을 것이다. 따라서 이 연구는 자살 생각에 영향을 미치는 지역 특성을 파악하고 더불어 거주기간과 지역 특성간 상호작용 효과가 있는지 규명하는 데 목적이 있다.

**연구방법 :** 이 연구는 전국 시·군·구 거주민을 대상으로 실시한 「2008년 지역사회 건강조사」의 원시자료를 이용하여 자살생각에 영향을 미치는 개인특성과, 지역특성이 무엇인지 살펴보았다. 205,110명의 개인 자료와 시군구 자료를 활용하였다. 지역특성이 개인의 자살 생각에 미치는 영향을 파악하기 위하여 다수준 로지스틱 회귀분석 기법을 이용하였다.

**연구결과 :** 거주기간을 양적 개념과 분율적 개념으로 구분하여 분석을 시도한 결과, 거주기간(연), 거주기간(월)모두 증가할수록 자살생각은 감소하는 경향이 나타났고, 통계적으로 유의하였다. 지역 특성을 추가로 반영하고, 지역특성과 거주기간 변수를 반영한 분석에서 거주기간 증가에 따른 자살 생각은 감소하는 경향은 거주기간(월)에서만 여전히 유효하였다. 지역 특성인 지역박탈지수와 교호작용 효과 여부를 분석한 결과 박탈지역 주민의 거주기간이 증가하면 자살생각 응답율은 증가하는 것으로 나타났다. 이는 거주기간의 증가로 인한 자살생각 감소분을 부분적으로 상쇄시키는 것이다. 반면 부유지역 주민은 거주기간이 증가하면 부유지역 거주 상호작용으로 인하여 자살생각 응답율이 감소하는 것으로 나타났다.

**결론** : 지역특성인 지역박탈지수와, 개인특성인 거주기간은 개인의 자살 생각에 부분적으로 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 거주기간이 증가하면서 자살 생각 확률은 감소하는 듯 보이지만, 어느 지역에 거주하느냐에 따라 감소 확률이 상쇄되거나 가중시키는 것으로 나타나 지역특성이 개인의 자살 생각에 미치는 영향이 차별적임을 확인할 수 있었다.

**주요어** : 자살 생각, 지역 특성, 거주 기간, 다수준 분석, 교호 작용  
**학 번** : 2010-22092

## 목 차

제 1 장 연구 배경 및 목적 .....	1
제 1 절 연구 배경 .....	1
제 2 절 연구 목적 .....	4
제 2 장 이론적 배경 및 연구 가설 .....	5
제 1 절 이론적 배경 .....	5
1. 자살생각의 개념 .....	5
2. 지역특성 효과 .....	12
3. 정주와 건강 .....	18
제 2 절 연구가설 .....	24
제 3 장 연구 방법 .....	25
제 1 절 연구자료 및 대상자 .....	25
1. 연구 자료 .....	25
2. 분석 대상 .....	25
3. 독립 변수 .....	26
4. 결과 변수 .....	32
제 2 절 분석방법 .....	33
제 4 장 연구 결과 .....	35
제 1 절 연구대상자의 특성 .....	35
1. 개인적 특성 .....	35
2. 지역적 특성 .....	37

제 2 절	관련요인간 자살생각과의 관계 .....	38
1.	인구학적 특성에 따른 자살생각 차이 .....	38
2.	사회경제적 특성에 따른 자살생각 차이 .....	38
3.	정신건강 특성에 따른 자살생각 차이 .....	39
4.	거주기간(연, 읍) 특성에 따른 자살생각 차이 .....	40
제 3 절	거주기간이 자살생각에 미치는 영향 .....	42
1.	다변량 로지스틱 회귀 분석 .....	42
2.	다수준 로지스틱 회귀 분석 .....	46
제 5 장	결론 및 고찰 .....	50
제 6 장	연구의 한계 및 의의 .....	55
참고문헌	.....	58
부록	.....	64
<부록 1>	주요 조사별 자살행태 확인 문항 구성 실태 .....	64
<부록 2>	인구학적 특성에 따른 자살생각 차이 .....	66
<부록 3>	사회경제적 특성에 따른 자살생각 차이 .....	66
<부록 4>	정신건강 특성에 따른 자살생각 차이 .....	67
<부록 5>	거주기간(더미변수) 반영 로지스틱 회귀 분석 .....	68
<부록 6>	거주기간(연)(더미변수)을 이용한 다수준 분석 .....	69
<부록 7>	거주기간(읍)(더미변수)을 이용한 다수준 분석 .....	70
Abstract	.....	73

## 표 목 차

<표 1> 주요 국가별 자살 행태 관련 생애유병율 .....	11
<표 2> 한국 자살행태 유병율, 2011 .....	12
<표 3> 지역 변수를 활용한 자살 행태 연구 현황 .....	16
<표 4> 지역사회 건강조사 거주기간 문항 .....	19
<표 5> 연구에 활용된 개인 변수 .....	29
<표 6> 연구에 활용된 지역 변수 .....	32
<표 7> 응답자의 인구학적 특성 .....	36
<표 8> 분석대상의 지역적 특성 .....	37
<표 9> 거주기간(연, 월)에 따른 자살생각 차이 .....	41
<표 10> 거주기간 미반영 로지스틱 회귀 분석 .....	43
<표 11> 거주기간 반영 로지스틱 회귀 분석 .....	45
<표 12> 거주기간(연)을 이용한 다수준 로지스틱 분석 ...	47
<표 13> 거주기간(월)을 이용한 다수준 로지스틱 분석 ...	48

## 그 립 목 차

<그림 1> 연간 인구 이동율, 1970-2011 .....	20
<그림 2> 거주기간의 해석 방법 .....	23
<그림 3> 연구모형 도식 .....	34



# 제 1 장 연구 배경 및 목적

## 제 1 절 연구 배경

최근 한국 사회는 자살 공화국이라는 오명이 생길만큼 높은 자살율을 기록하고 있다. 통계청 자료에 따르면 우리나라 자살율은 인구 10만명당 2004년 23.7명, 2007년 24.8명, 2010년 31.2명으로 꾸준히 증가하고 있고, 과거에 비해 모든 연령대에서 전반적으로 자살율이 증가한 것으로 나타났다(통계청, 2010). 또한 2008년과 2009년의 지역사회건강조사의 조사결과에 따르면 각각 전체 조사대상자의 9.8%와 10.6%가 최근 1년 동안 죽고 싶다는 생각을 한 적이 있다고 응답할 정도로 극단적인 판단을 하는 경우의 수가 적지 않은 것으로 확인되고 있다. 이와 같이 자살 사망율과 자살 생각 여부 응답 빈도의 증가는 그 추세 자체로도 우려되는 부분이라 할 수 있지만, 빈번한 자살 생각과 주변에서의 발생하는 자살 사건은 자살 생각을 차단하는 방어기전을 낮추고 모방을 촉진시키므로 자살 행위의 확대 재생산을 야기할 수 있다. 따라서 자살 행태와 관련한 통계수준의 전반적인 악화는 인구 집단 전반의 정신건강수준에 부정적인 끼친다고 볼 수 있다.

자살은 단일 요인으로 환원될 수 없는 다양하고 복합적인 원인에 의해 야기되는데(Stack, 2000; 유경원과 노용환, 2007; 김민영 외., 2011) 수많은 연구들을 통해 자살 행위의 임상적인 요인, 사회적인 요인들이 검증되었고 근거가 강화되었다. 자살은 다른 사인(死因)에 비해 사망 원인을 설명하는 이론적 준거를 임상적인 해석 방식보다 사회 구조적인 요인으로 접근하는 전통을 가지고 있으며, 실제로 자살 행위를 설명하는 데 유용한 아이디어를 제공한다. 이는 다른 사망 원인에 비해서 상당히 앞선 시기에 사회적 환경을 자살의 요인으로 지목한 뒤르케임의 연구가 있었

기 때문이다. 뒤르케임은 구조주의 문화론에 입각하여 일개 사회의 자살 현상은 사회적으로 실재하는 사실(facts)이라고 보고, 이 사실은 개인에게 물리적 사물처럼 구체적으로 영향력을 행사한다고 보았다. 따라서 개인(자살자)이 속해 있는 사회의 ‘집합적 경향(collective disposition)’의 차원과 관련된 구조적 요인들을 참고해 설명되어야 한다고 보았다(송재룡, 2008).

한편, 자살율을 비롯한 자살의 경과적인 부분에 대한 연구가 대다수이지만 자살 생각을 이용한 연구도 불가피성과 필요성에 의하여 더불어 진행되고 있다. 구체적인 이유를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 자살여부 내지 자살행태는 축소·왜곡 집계될 가능성이 높다. 우선 자살을 포함한 모든 사망여부는 건강행태나 유병여부와 달리 설문에서 본인이 응답할 수 없으므로 타인이 대리응답을 하여야 한다. 또한 사회적인 낙인효과로 인하여 아무리 개인 정보가 보장되고 은밀하게 진행된다 하더라도 자살시도나 자살계획에 대한 응답은 자기 검열이 이루어질 수 밖에 없다. 그에 비해 자살 생각은 자살 관련 행태<sup>1)</sup> 문항 중 그나마 부담이 적은 질문 형태라고 할 수 있다.

둘째, 자살 계획과 자살 시도 여부를 묻는 설문조사가 대체로 드물기 때문에 자료 확보가 어렵다. 자살 생각, 자살 계획, 자살 시도, 자살로 이르는 자살 행태 과정을 고려한다면 자살 계획 경험이나 자살 시도 경험이 자살 생각에 비해 자살의 설명력이 높다. 하지만 자살행태를 조사하는 대부분의 설문조사는 자살 생각 여부를 묻는 문항은 기본적으로 반영되어 있지만, 계획이나 시도와 관련된 문항은 조사하는 설문조사의 성향에 따라 실리지 않고 있고 심지어 관련 문항이 점차 축소되고 있으므로 변수 활용에 제한이 따른다.

---

1) 자살 생각, 자살 계획, 자살 시도, 자살 행위를 통틀어 자살 행태로 정의한다.

셋째, 자살이라는 극단적인 결과를 방지하기 위해서는 자살 가능성이 있는 집단을 구분해 내어 조기에 개입하는 중재사업을 하는 것이 중요한데, 자살 생각은 자살 사망의 예후로서 다양한 연구에서 활용되고 있다. 그러므로 자살 생각에 영향을 미치는 요인을 발견하는 것도 자살 계획이나 자살 시도를 연구하는 것 못지 않게 자살 예방을 위한 중요한 연구라고 할 수 있다.

따라서 많은 연구들이 대규모 자료를 활용하여 자살 생각 여부에 영향을 미치는 개인적 특성을 분석하고 있으며, 더불어 최근에는 개인특성뿐 아니라 지역특성을 반영한 다수준 분석기법을 이용하여 개인의 자살 생각에 영향을 미치는 특성을 규명하려는 시도가 증가하고 있다. 그런데 현재까지 국내에서 진행된 다수준 분석의 대부분은 개인변수와 지역변수 간의 상호작용을 고려하지 않은 채 개인의 특성에 무관하게 지역특성에 영향을 받는다는 가정하거나, 개인변수를 통제한 상태에서의 지역특성만을 보려는 분석이 대부분이었다. 그러나 지역 특성의 고유한 효과를 추출하기 위해서 흔히 사용하는 다수준 분석의 모델링인 모든 개인 변수 통제가 반드시 옳은 방법은 아니다(Yen, I., & Kaplan. G., 1999). 지역 특성이 존재하더라도 그것을 받아들이는 개인의 특성에 따라 영향력이 다르게 나타나거나, 심지어 없을 수 있기 때문이다. 거주기간도 마찬가지이다. 거주기간은 자살 생각을 비롯한 건강 행태 분석에 있어 고려 대상이 아니었거나, 개인변수로서의 통제 대상에 불과하였다. 하지만 문화동화이론이나, 양반응관계를 설명하는데 있어 시간 경과에 의한 환경 특성의 누적효과는 늘 간과되어서는 안 되는 부분이다. 따라서 자살 생각 여부에 미치는 영향을 분석 하는데 있어서도 거주기간을 반영한 분석의 필요성이 대두된다.

## 제 2 절 연구 목적

이 연구에서는 지역특성으로 인한 효과가 개인의 자살생각에 영향을 미치는 것으로 보고, 이를 증명하는 것을 목적으로 한다. 개인의 자살행태에 관여하는 것으로 알려진 개인변수와 지역변수와 함께 기존에 고려되지 않았던 변수인 거주기간 및 지역박탈지수, 자살율 등의 변수를 추가적으로 고려한다. 따라서 기존에 활용되지 않았던 변수에 대한 자살생각의 영향력을 검토함과 동시에, 지역특성과 개인특성의 상호작용으로 인한 자살생각 효과가 있는지도 확인하고자 한다.

# 제 1 장 이론적 배경 및 연구 가설

## 제 1 절 이론적 배경

### 1. 자살생각의 개념

#### 1.1 자살생각의 정의

자살생각이란 자살을 행하는 것에 대한 생각이나 계획 등 사고적 측면에 초점을 두는 것으로서 자살시도의 구체적인 행동으로 표현되기 전 단계이다(Kim & Lee, 2009). 영미권 용어로는 suicidal ideation과 suicidal thought(s), 그리고 suicidal impulse 등의 어휘로 사용하고 있다. 국내에서도 자살생각을 비롯하여 자살충동, 자살사고의 세 가지 용어가 사용되고 있지만 용어간 의미 분화가 이루어진 것은 아니다. 2011년 정신질환 실태역학조사보고서의 자살사고를 자살에 대한 생각을 하고 있는 상태로 정의하고 있어 일반적인 자살생각의 사전적 의미와 같다. 박재산 등(2009)의 연구에서는 자살충동여부를 한번이라고 자살하고 싶다는 생각을 해 본적이 있는지의 여부로 정의하였다. 최인 등(2009)의 연구에서도 Harlow의 SIS(Suicide Ideation Scale)모형을 이용한 설명에서 자살충동이라는 용어를 사용하고 있다. 따라서 자살충동과 자살생각은 학술적 의미의 차이가 있다고 보기 어려우며 연구자에 따라 용어를 취사선택하여 사용하고 있다고 볼 수 있다.

한편, 자살생각을 구체적으로 분류하고자 한 시도도 있다. O'Carroll 등(1996)의 분류법에 의하면 자살생각은 우연한 자살생각과 심각한 자살생각으로 구분하고, 심각한 자살생각은 일시적인 심각한 자살생각과 지속

적인 심각한 자살생각으로 재차 분류하였다. Silverman 등(2007)의 연구를 재해석한 이혜선(2008)은 자살관련생각을 자살의도가 없는, 자살의도가 불분명한, 자살의도가 어느 정도 있는 자살생각의 세 유형으로 1차로 분류한 후, 각각의 경우를 문득 떠오른, 일시적인, 수동적인, 적극적인, 지속적인의 다섯가지 경우로 재분류하여 자살생각의 상황을 구체적으로 해석하고 있다.

## 1.2 자살생각의 진단방법

자살생각과 관련한 대표적인 진단 도구로는 Beck, Kovacs, Weissman(1979)의 SSI(Scale for Suicide Ideation)가 있다. SSI는 임상 실험자가 면접을 통하여 19항목에 대하여 측정하고 이에 대해서 3점 척도로 된 점수를 부여하는 방식으로 이루어진다. 하지만 많은 피험자들을 일일이 면담하는 것이 불가능하므로 신민섭 등(1990)이 가능한 원래의 문항에 충실하게 자기 보고형 질문지로 변형하였다. SSI는 자살시도 전에 자살에 대한 심각성을 측정하는 도구로 자살에 대한 생각이 반드시 자살시도를 이끌지는 않지만 검사결과는 이후에 보일 자살행동의 중요한 예언지표가 될 수 있고, 자살위험에 대한 임상가의 평가와 높은 상관성이 있음이 보고되었다(Beck et al., 1979).

Reynold(1987)는 많은 청소년들이 우울증을 호소하진 않지만 자살생각 증상을 보인다는 관찰 결과에 착안하여 Reynold Suicidal Ideation Questionnaire를 개발하였다. 국문으로는 자기기입식이며 총 30문항이 빈도에 따라 0점에서 6점까지 총 7점 척도로 구성되어 있다. 총 180점 만점으로 62점 이상 76점 이하는 또래집단에 비해 자살생각을 많이 하는 편, 77점 이상 90점 이하는 또래집단에 비해 자살생각을 상당히 많이 하는 편, 91점 이상은 또래집단에 비해 자살생각을 매우 많이 하는 편으로 진단하고 있다.

Harlow 등(1986)은 Petrie와 Chamberlain(1983)이 개발한 자살 행동 척도 3개 문항에 2개 문항을 추가하여 5점 리커트 척도로 하는 자살생각 문항을 개발하였다. 국내에서는 김형수(2002)가 Harlow의 자살생각척도 문항중 예비조사에서 전혀 응답하지 않은 자살 시도 문항을 제외한 나머지 4개 문항(죽고싶다는 생각, 자살에대한 생각, 누군가에게 자살하고 싶다고 말한 경험, 인생이 자살로 끝날것이라는 생각)과 자살에 대한 구체적 계획 문항을 추가한 5개 문항을 4점 척도로 재구조화하여 번안하였다.

### 1.3 자살생각의 조사실태

자살생각 진단 도구가 개발되어 있음에도 불구하고, 조사범위가 전국 단위에 해당하는 설문조사에서는 진단 도구를 구성하는 모든 문항을 할애하는데 어려움이 있다. 따라서 대표적인 전국단위로 시행하는 건강부문 설문조사인 지역사회건강조사와 국민건강영양조사에서는 자살생각의 판단 여부를 직설적으로 묻고 있다. 그 외에 건강 내지 보건부문의 특화 조사는 아니지만 전국단위로 실시하는 대규모 조사와 일부 종단연구에서 자살과 관련된 항목이 설계된 경우를 살펴보면 다음과 같다<sup>2)</sup>.

지역사회건강조사는 지역 내 거주민의 건강수준을 파악하기 위하여 2008년부터 매년 실시하는 전국단위의 조사이다. 이 중 2008년, 2009년 2년에 걸쳐 자살생각여부를 묻는 문항이 설계되었고, 이 후에는 자살생각 여부를 묻는 문항이 삭제되었다. 이 뿐만 아니라 2010년부터 정신건강과 관련한 항목이 다수 축소되었다.

국민건강영양조사는 제1기부터 제4기까지 설문조사가 진행되었으며, 현재 제5기가 진행중이다. 제5기까지의 설문조사 모두 자살생각 여부와,

---

2) <부록 1> 참조

자살시도 여부, 상담여부를 묻는 문항이 있으며, 그중에서도 제3기에는 자살생각의 계기와, 자살 계획여부를 추가하여 보다 자세한 자살과 관련한 문항이 설계되어 있다.

청소년건강행태온라인조사는 청소년의 건강행태 파악과 청소년 건강증진사업 기획 및 평가에 필요한 보건지표를 산출하기 위하여 전국 중학교와 고등학교를 표본 추출하여 실시하는 자기기입식 온라인 조사이다. 청소년건강행태온라인조사는 2005년 처음 조사가 시작된 이래 자살생각여부와 자살시도여부를 묻는 문항이 기입되어 있으며, 2010년부터는 치료여부, 2011년부터는 자살 계획 여부를 추가로 확인하고 있다. 앞선 두 가지 조사는 자살생각여부를 “죽고 싶은”이라는 우회적 단어를 사용하는데 반해, 청소년건강행태온라인조사는 “자살”이라는 단어를 명시하고 있다는 점이다.

통계청에서 실시하는 사회조사는 사회적 관심사항, 삶의 질에 관한 사항 등 사회구성원의 주관적 관심사를 파악하여 사회개발정책의 기초 자료로 제공하기 위하여 매년 실시하는 조사이다. 비단 보건분야에만 국한된 것이 아니라 가족, 소득과 소비, 노동, 교육, 환경, 복지, 문화와 여가, 안전, 사회참여에 관한 문항 중 일부 주제를 추출하여 조사하는 방식이다. 보건분야가 당해연도 설문 분야에 포함될 경우, 자살 문항은 빠지지 않고 등장하며 자살생각 여부와 자살생각 사유를 문항을 통해 확인하고 있다.

정신질환실태역학조사는 한국 일반 성인의 주요 정신질환 실태를 파악하기 위하여 실시하는 조사로 2001년, 2006년과 2011년 총 3회에 걸쳐 실시하였다. 2001년과 2006년은 한국어판 정신장애진단도구(K-CIDI)에 기반하였기 때문에 자살행태 여부에 관한 문항이 설문지에 구성되지 않았지만, 2011년에 실시한 조사는 K-CIDI에 자살을 비롯한 행태 관련 문항을 추가하였다. 다단계집락추출법에 의해 12개의 시·군·구를 선정하였기 때문에 전국 단위의 조사라고 볼 수는 없음에도 불구하고 정신건강과



관련한 문항이 상술되어 있어 기본적인 자살행태과악 뿐 아니라 다른 공존질환과의 연관성을 탐색하는데 유용하다. 자살관련행동을 평가하는 문항으로는 자살사고, 자살계획, 자살시도, 자살 시도 때 사용한 방법, 자살 시도 후 행동이 있다.

전국 단위를 대상으로 하는 대규모 단면적 조사와는 달리 종단적 연구를 위해 수집하는 자료는 자살과 관련하여 묻는 항목이 극히 드물다. 11차년까지 공개된 한국노동패널은 자살관련 항목을 수집하지 않으며, 3차까지 진행된 고령화패널역시 자살 문항 없이 우울 문항만 설문지에 반영되어 있다. 다만 고령화패널에서는 외인사의 경우에 자살을 선택할 수 있도록 설계하였다. 2006년 1차 조사가 시작된 이래 총 7차까지 조사가 수행된 한국복지패널조사에서도 자살 관련 문항은 없으며, 다만 정신건강 관련 항목으로 우울척도(CESD-11)와 자아존중감 척도(Rosenberg Self Esteem Scales)만 조사하고 있다. 2008년과 2010년 2회에 걸쳐 실시된 서울복지패널은 1차연도(2008)에는 자살행위에 대한 개인 인식을 묻는 4개의 문항이 있고, 2차연도(2010)에는 스트레스 척도, 우울척도를 비롯하여 Beck의 자살생각 척도 19개 문항이 반영되어 있다.

#### 1.4 자살생각의 Epidemiology

WHO에서는 국가별 자살생각 유병율을 공식적으로 수집하지는 않고 있으며 OECD Health Data역시 자살생각 유병율 제출을 요구하지 않고 있다. 두 기구 모두 자살율만 통계치로 수집하고 있어 자살생각 유병율의 국가간 비교가 어렵다. 다만 WHO에서 일부 국가를 대상으로 자살행동과 관련한 조사를 실시하고 보고서를 작성하고 있는데 가장 최근에 실시한 World Mental Health Surveys(이하 WMHS)의 자료에서 국가별 자살생각 유병율을 확인할 수 있다<표 1>.

WMHS에서 자살 생각 여부는 평생동안 자살 생각을 해 본 적이 있는지로 질문하고 있다. 조사 대상 국가 21개국 중 자살 생각 유병율이 가

장 높은 국가는 뉴질랜드로 전체 응답자의 15.9%이 자살 생각의 경험이 있는 것으로 응답하였다. 다음은 미국으로 15.6%가 응답하였고, 인도 14.2%, 콜롬비아와 프랑스가 12.4%로 그 뒤를 잇고 있다. 자살 계획 여부 응답율은 인도가 6.2%로 가장 높았으며, 뉴질랜드 5.6%, 미국 5.4%, 브라질 4.6%의 순이었다. 자살시도 여부 응답율은 콜롬비아 4.7%, 뉴질랜드 4.6%, 인도 4.1%, 브라질 4.0% 순이었다. 대체로 자살 생각 여부 응답율이 높은 국가가 자살 계획 응답율과 자살 시도 응답율도 높은 것을 확인할 수 있다.

한국은 WMHS의 조사 대상 국가에는 포함되어 있지 않다. 하지만 직접 비교는 어렵지만 비슷한 시기에 실시한 정신질환실태 역학조사가 1년 유병율 뿐 아니라 1개월 유병율과 평생 유병율을 동시에 측정하고 있기 때문에 간접 비교가 가능하다<표 2>. 한국의 평생 자살 생각 유병율은 15.6%로 두 번째로 높은 평생 자살생각 유병율이 집계된 미국과 같은 수준이다. 평생 자살 계획 유병율은 3.3%, 평생 자살 시도 유병율은 3.2%로 WMHS의 조사 수치와 비교했을 때 매우 높다고 볼 수는 없지만, 상대적으로 문화적 속성이 유사한 중국과 일본의 통계치에 비해서는 월등히 높다고 할 수 있다.

<표 1> 주요 국가별 자살 행태 관련 생애유병율

(단위 : %)

국가	자살생각	자살계획	자살시도
<b>고소득 국가</b>			
벨기에	8.4	2.7	2.5
프랑스	12.4	4.4	3.4
독일	9.7	2.2	1.7
이스라엘	5.5	1.9	1.4
이탈리아	3.3	0.7	0.5
일본	10.0	1.8	1.5
네덜란드	8.2	2.7	2.3
뉴질랜드	15.9	5.6	4.6
스페인	4.4	1.4	1.5
미국	15.6	5.4	5.0
<b>중소득 국가</b>			
브라질	12.2	4.6	4.0
불가리아	3.2	0.7	0.5
레바논	4.3	1.7	2.0
멕시코	8.1	3.2	2.7
루마니아	2.6	0.7	0.8
남아공	9.1	3.8	2.9
<b>저소득 국가</b>			
중국 <sup>1)</sup>	3.1	0.9	1.0
콜롬비아	12.4	4.1	4.7
인도	14.2	6.2	4.1
나이지리아	3.2	1.0	0.7
중국 <sup>2)</sup>	5.0	1.1	0.7
우크라이나	8.2	2.7	1.8

자살생각, 자살계획, 자살시도 모두 평생 유병율 기준임

중국<sup>1)</sup>은 북경, 상하이시, 중국<sup>2)</sup>은 광둥성 심천시

출처 : MK Nock et al(2012), Suicide: Global Perspectives from the WHO World Mental Health Surveys. p.66

<표 2> 한국 자살행태 유병율, 2011

(단위 : %)

기간	자살생각			자살계획			자살시도		
	남	여	합	남	여	합	남	여	합
평생	13.4	17.9	15.6	2.4	4.1	3.3	2.4	4.1	3.2
1년	3.1	4.4	3.7	0.4	1.0	0.7	0.1	0.5	0.3
1개월	2.2	3.0	2.6	0.2	0.5	0.3	0.0	0.1	0.1

출처: 서울대학교 의과대학, 2011. 2011년도 정신질환실태 역학조사

## 2. 지역특성 효과

### 2.1 지역특성의 정의와 지역특성의 효과

개인의 건강 및 질병의 유병상태는 우연히 발생하는 것이 아니라 여러 가지 복합적인 요인에 의해 결정된다. 이러한 원인을 규명하기 위한 다양한 시도 가운데 하나는 개인을 둘러싼 환경적 요인을 찾아내는 것이다. McGinnis의 연구(2002)는 각 요인별 영향력을 계량화하고자 하는 시도를 보여주었는데, 인구집단의 조기 사망에 미치는 건강의 주요 결정요인들의 영향을 대략적으로 살펴볼 때, 개인의 유전적 요인이 30%, 개인의 생활 양식적 요인이 40%, 사회적 요인이 15%, 적절한 의료서비스의 부족 10%, 환경적 요인 5%의 기여도가 있는 것으로 나타났다. 비록 사회적 요인이 개인적 요인에 의한 영향력에 비해 높지는 않지만 개인적 요인과 사회적 요인은 서로 상호작용하면서 건강에 영향을 미친다는 사실까지 감안하면 사회적 상황이나 배경에 대한 요인이 결코 간과되어서는 안됨을 보여준다. 하지만 건강에 영향을 미치는 중층적 효과에 대한 현상 인식과는 달리 실제 적용하기에는 이를 검증해 줄 수 있는 방법론

의 부재로 인하여 생태학적인 오류를 극복하지 못하는 어려움을 겪었다. 이는 위계선형모형이라고도 불리는 다수준 분석(Multilevel Analysis)이 개발되면서 개인 특성 효과를 보정한 지역 특성의 효과를 분석하는 것이 가능하였다. 개인 특성이 건강 수준을 결정한다는 종래의 연구 경향은, 위와 같이 개인을 둘러싼 환경 또한 건강 수준에 기여한다는 연구 결과가 증가하면서 이제는 두 가지 수준을 모두 고려하려는 시도가 상당히 보편화 되어 있다. 이에 따라 인간을 둘러싼 외적 환경인 제도나 구조와 같은 외생적 특성을 개인의 건강에 영향을 미치고 있는 중요한 축으로 내재화 시켰다.

이러한 환경적 소인 중 하나인 지역특성은 연구자가 조작적으로 정의한 특정 지역이 다른 지역과 대별하여 가지고 있는 특수한 성질이며 지역요인이라는 표현을 사용하기도 한다. 지역효과의 일반적 정의를 빌려 지역특성을 설명한다면, 건강 행태에 영향을 미칠 수 있는 잠재적 지역 특성은 구성적 특성과 맥락적 특성으로 구분할 수 있다(Macintyre et al., 2002). 건강수준에 관여하는 개인의 특성이 지역적으로 다르게 나타나는 일종의 선택 편향(selection bias)에 의한 효과를 구성적 특성(compositional characteristics)이라고 하고, 이와 별개로 개인의 집합적 특성으로 설명할 수 없고, 지역이 갖는 특성에 의한 효과를 맥락적 특성(contextual characteristics)라고 한다. 맥락적 특성은 편향된 특성을 갖고 있는 개인들이 모여서 나타나는 구성효과와 구별된 것으로 연구자에 따라 ‘지역효과(neighborhood effect)’라고 표현하기도 한다.(김윤희·조영태, 2008)

하지만 Macintyre 등(2002)은 지역특성을 구성효과와 맥락효과로 구분하여 분석하려는 시도에는 세 가지의 문제점이 있다고 보았다. 구성효과와 맥락효과를 구분하는 것이 개념적으로 명확하지 않을뿐더러, 유용하지 않다고 본다. 개인 특성들의 합 또는 평균이 지역의 특성을 규정하기도 하지만, 반대로 지역의 특성은 그 지역에 거주하는 인구 집단의 특성

을 편향화 하는데 기여하기 때문에 개인과 지역의 효과를 명확히 구분하는 것이 어렵기 때문이다. 두 번째로, 지역이 건강에 미치는 맥락적 효과를 보기 위해서 통제하는 개인변수들은 혼란변수가 아니라 오히려 중재변수의 역할을 할 수도 있다고 보았다. 마지막으로, 거주 지역과 개인의 건강행태 또는 건강수준의 관계를 설명하는 매커니즘에 대한 명확한 이론이 부재하다는 치명적 약점이 있다.

따라서 Macintyre 등(2002)은 지역 특성이 개인의 건강행태에 미치는 영향을 맥락적 효과로 규정하는 것을 지양하고, 다만 건강에 영향을 미칠 수 있는 잠재적 지역 특성은 5가지로 구분하고 있다. 1. 모든 거주민이 공유하고 있는 환경 가운데에서도 수질환경, 고도와 같은 물리적 특성, 2. 가정, 직장, 여가 장소에서 건강에 유익한 환경의 유효성, 3. 일상 생활에서 주민들을 공적으로 또는 사적으로 제공되는 서비스, 4. 근린의 사회문화적 특성, 5. 지역의 평판으로 나누고 있다.

## 2.2 자살행태 연구에 활용된 지역특성변수

자살행태의 원인 규명을 위한 국내 연구는 대부분 개인적 특성에 초점을 맞추어 분석이 실시됨에 따라 지역 특성을 반영한 연구가 많지 않다. <표 3>은 지역특성 변수를 이용하여 자살행태를 분석한 생태학적 분석, 다수준 분석기법을 활용한 국내 연구 현황이다. 생태학적 오류라는 제한점에도 불구하고 대부분의 연구는 군집화가 가능한 규모 있는 자료 확보의 어려움으로 인하여 생태학적 방법을 이용한 분석이 실시되었으며, 3건의 연구만이 다수준 기법을 이용해서 개인 행위를 종속변수로 하여 분석이 진행되었다.

총 12건의 연구 중 6건의 연구에서 이혼율을 지역 특성 변수를 활용하였다. 빈곤율과 노인인구 비율이 각각 3건의 연구에서 활용되었으며,

간접적으로 소득수준을 파악할 수 있는 세금관련 변수는 2개의 논문에서 채택하였다.

이외에 유경원과 노용환(2007)은 국가가 생태 분석 수준의 단위가 된 연구를 수행하였으며, 표준화 자살율을 종속변수로, 경제성장율, 1인당 GNI, 실업율, 출산율, 여성노동시장 참여율, 15세 미만 인구 비율, 65세 이상 인구 비율을 지역 특성 변수로 활용하였다.

<표 3> 지역 변수를 활용한 자살 행태 연구 현황

연구자	종속변수	지역 변수	분석수준
윤명숙, 최명민	자살율	노인인구비율(통), 이혼율(통), 빈곤율(통), 정신의료기관수, 정신보건센터수와 역사, 지역사회복지기관 수, 노인복지기관 수	Ecological
유정균	자살율 (노인, 20-50대)	거주지역, 1인당 지방세, 만명당 의료기관 수, 조이혼율	Ecological
김상원	자살율	교육 및 문화비, 보건 및 생활환경개선비, 사회보장비, 기초생활보장비 수급자 비율, 이혼율, 교육, 투표율, 인구밀도, 성비	Ecological
김기원·김한곤	노인 자살율	시도별 복지예산비율, 노인여가시설 수, 노인주거 및 의료복지시설 수, 체육시설 수, 조이혼율, 1인당 GRDP	Ecological
김길훈·노맹석·하일도	자살 사망	1인당 주민세	Multilevel
김윤정	자살 생각여부	거주지역, 지역상담센터 유무	Multilevel
정규석	자살율	지역박탈지수, 사회보장예산비중, 스트레스인지율, 우울감 경험율, 자살 생각율	Ecological
김은정	자살율	지역낙후도, 출생률, 이혼율, 실업율	Ecological

(통)= 통제변수



(계속)

연구자	종속변수	지역 변수	분석수준
김지연	자살율	고령화지수(통), 출생율(통), 이혼율(통), 재정자립도(통), 아파트평당가격(통), 독거노인비율(통), 빈곤율(통), 복지예산(통)	Ecological
신상진·조영태	자살 충동여부	행복지수, 사회적약자에 대한 태도, 가깝게 지내는 주변인의 비율, 현재 소속되어 활동하는 단체 비율, 봉사활동비율	Multilevel
김민영·정광호·금현섭	성별·연령별 자살율	1인당 지역내 총 생산, 실업율, 산업화수준, 조이혼율, 조출생율, 여성경제활동참가율, 세대규모, 노인인구비율, 빈곤율	Ecological

(통)= 통제변수

### 3. 정주(定住)와 건강

#### 3.1 거주기간의 정의

거주기간이란 특정한 장소에 생활기반을 확보하고 정착하여 삶을 영위하는 기간을 뜻한다.

#### 3.2 거주기간의 측정

전국단위의 대규모 단면 설문조사 중 내국인의 거주기간을 확인하는 경우는 극히 일부분이다 <부록 1>에 제시된 설문조사 중에서 지역사회건강조사가 유일하게 거주기간을 확인하고 있다. 거주기간을 확인하는 항목은 <표 4>와 같다. 2008년에는 개방형으로 거주기간을 확인하였고, 2009년과 2010년에는 거주기간을 확인하는 문항이 삭제되었다. 2011년과 2012년에는 5지선다의 폐쇄형 문항이 도입되었는데 시·도 단위 거주와 시·군·구 단위 거주 기간을 분리하여 확인하고 있다. 종단 설문조사의 경우 이주 경험여부를 확인하기 때문에 거주기간을 간접적으로 추정이 가능하지만 한국노동패널과 한국복지패널을 제외하고는 대부분 조사기간이 짧아 거주기간을 가늠하는데 어려움이 있다.

<표 4> 지역사회 건강조사 거주기간 문항

	거주기간 관련 문항
2008년	지금 살고 계신 집에서 얼마나 오래 사셨습니까? □□년□□월
2009년	-
2010년	-
2011년	현재 살고 있는 광역 시·도에서 얼마나 오래 살았습니까? ① 5년 미만 ② 5-10년 미만 ③ 10-15년 미만 ④ 15-20년 미만 ⑤ 20년 이상
2012년	현재 살고 있는 시·군·구에서 얼마나 오래 살았습니까? 상동

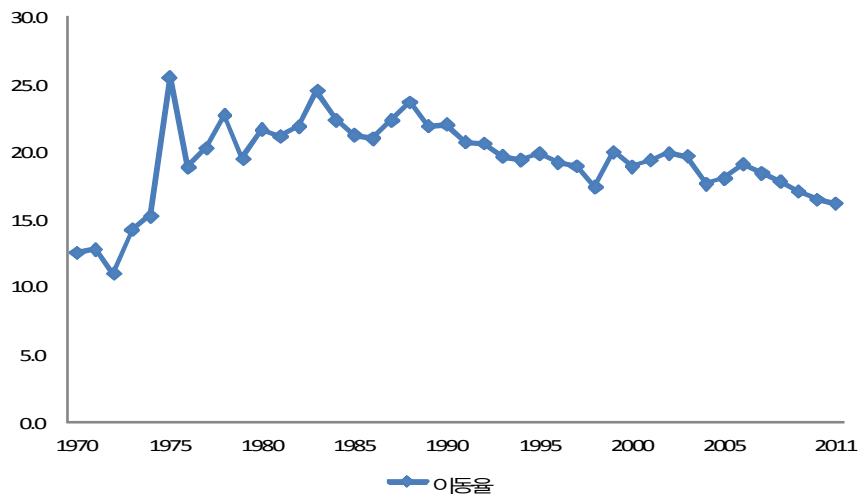
### 3.3 한국인의 거주기간과 지역이동성

2010년에 실시한 인구주택 총조사 자료의 표본집계 결과에 따르면 가구의 평균 거주기간은 7.9년으로 2005년 조사 결과치인 7.7년에 비해 0.2년 증가한 것으로 나타났다. 거주기간이 짧은 순은 경기 6.0년 서울 6.3년, 대전 6.2년, 인천 6.5년이고, 전남지역이 평균 주민 거주기간이 13.8년으로 가장 긴 것으로 나타났다.

전국단위로 실시하는 대규모 조사에서 거주기간을 확인하는 경우가 드물기 때문에 인구주택 총조사 외에는 평균 거주기간의 확인이 어렵다. 이에 대한 대안으로 거주기간과 반비례 관계에 있는 이동율을 살펴봄으로써 향후 평균 거주기간의 증감에 대한 거시수준의 추세를 간접적으로 추정해 볼 수 있다. <그림 1>는 1970년부터 2011년까지 국내 인구의 이

동율의 트렌드를 보여주고 있다. 1990년대 중반이후 약간의 부침이 있지만 1980년대를 정점으로 이동율이 완만한 하강 추세를 그리고 있음을 확인할 수 있다. 또한 올해 9월 인구 이동자수는 51만명으로 지난해 같은 달에 비해 13.1%(8만 9천명)감소한 것으로 나타났다. 이러한 점을 미루어 볼때 향후 평균 거주기간은 계속 증가할 것으로 예측할 수 있다.

<그림 1> 연간 인구 이동율, 1970-2011



자료 : 통계청, (2012) 국내 인くい동 통계

### 3.4 변수로서의 거주기간

거주기간은 크게 두 가지로 의미 해석이 가능하다.

첫째, 거주기간은 지역특성에 노출된 수준을 뜻한다. 거주기간은 이주민들의 문화 동화 연구에서 대부분 새로 정착한 지역사회 문화에 동화 또는 적응하게 되면서 기존 원주민의 행태와 어떠한 유사성을 띄는가를 보여주기 위한 변수로 활용되었고 실제로 이주자 동화 연구에서 거주기

간은 건강과 관련된 종속변수에 영향을 미치는 강력한 독립변수로 확인되고 있다. Goel 등(2004)이 수행한 연구에서는 해외 출생 미국 이주자와 미국 태생자와의 BMI를 비교하였다. 성과 연령을 보정한 연구 결과에서 거주기간이 짧은 이주자의 경우 BMI가 미국 태생자의 그것에 비해 낮았지만, 거주기간이 긴 이주자일수록 미국 태생자의 BMI에 근접하거나 오히려 넘어서는 경향을 보여주었다. 이러한 연구들은 일반적으로 이주자가 원주민에 비해 건강하다는 사실과 시간이 지날수록 이주자들이 가지고 있던 상대적 건강의 우위를 상실한다는 사실을 밝혀냈다(Marmot et al., 1984, A. Palloni, J.D. Morenoff, 2001).

행태 뿐 아니라 거주기간이 사망률에 미치는 영향을 보여주기도 한다. Gray 등(2007)이 호주로 이주한 45세 이상 64세 이하 이주민들의 순환기계질환 사망위험비가 거주기간의 증가에 따라 어떻게 변하는지 분석하였다. 그 결과 분석대상이 된 모든 국적의 주민이 동일한 현상을 보인 것은 아니지만 뉴질랜드인과 그리스인, 남아시아지역인의 순환기계질환 사망위험비가 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. Rasulo 등(2012)은 이탈리아 Turin에 이주해 온 연도와 거주기간에 따라 사망률이 다른지 시계열 자료를 이용해서 분석하였다. 모든 혼란 변수를 통제한 상태에서 Turin에 이주했을 당시의 연령과, 거주기간을 조합하여 사망위험비를 분석한 결과, 거주기간이 증가할수록 사망 위험비는 증가하는 것으로 나타났으며, 도착 시점의 나이가 많을수록 사망 위험비가 증가하는 것으로 나타났다. Kwan과 Ip(2007)은 Hong Kong 청소년을 대상으로 거주기간과 자살행태와의 관련성을 분석하였다. 태어난 이후 이주경험이 없는 청소년에 비해 10년 미만의 짧은 홍콩 거주기간을 갖는 청소년은 자살행태성향이 낮았으나, 10년 이상 거주한 청소년은 오히려 원주민에 비해 자살행태성향이 증가하는 것으로 나타났다. Kwan과 Ip은 이러한 결과가 건강한 이주민 가설(Healthy Migrant Hypothesis)를 지지함과 동시에 이후에는 건강 우위가 상실되는 것으로 결론지었다.

한편, 거주기간을 지역의 문화적 특성에 동화되는 현상으로 분석하는 도구로 사용하는 경우 외에도, 지역 환경에 노출과 그에 따른 개인 건강의 변화를 분석한 연구도 있다. 이는 역학에서 인과성을 확인하기 위한 검증 수단중 하나인 Dose-Response 효과를 보다 임상적으로 적용하는 분석방법이다. Hansen 등(1998)은 청석면 제조업에 종사하지 않은 Western Australia주 Wittenoom지역의 주민을 대상으로 설문조사를 실시한 결과, Wittenoom에 거주한 기간이 증가할수록 청석면의 평균 노출의 강도가 높았고, 청석면이 더 많이 누적된 것을 밝혔다. Bertazzi 등(1997)은 세베소 사건<sup>3)</sup>이후 15년간의 다이옥신 노출과 암 발생 위험에 대한 연구를 수행하였다. 남성은 암의 잠복성이 짧아 거주기간에 따른 암 유병 위험비가 일관된 경향이 나타나진 않았다. 반면 여성은 암의 잠복성이 대체로 길어지면서 거주기간이 증가할수록 암의 유병 위험비가 증가하는 것으로 나타났다.

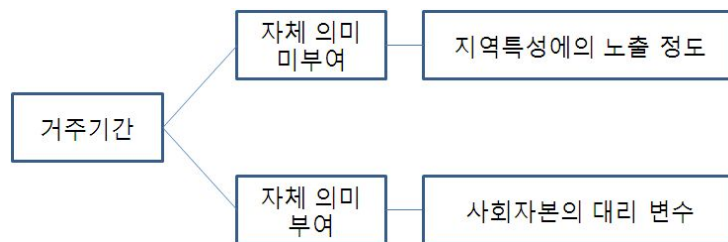
둘째, 거주기간은 지역사회자본수준의 대리변수로서의 의미를 갖는다. 거주기간이 증가할수록 지역사회 네트워크가 강화되고 그에 따른 사회자본이 창발하기 때문이다. 곽현근(2003)의 연구에서는 대전 지역 거주민을 대상으로 한 연구에서 거주기간이 긴 주민이 짧은 주민에 비해 동네조직 참여 성향이 큰 것으로 나타났다. 신경희와 이순희(2003)의 연구에서는 거주기간을 지역사회의 사회적 자본을 측정하는 지표로 선정하기도 하였다 하성규(2009)는 해당 지역사회에 얼마나 오래 동안 거주했느냐하는 거주기간이 매우 중요한 사회적자본의 형성 요소임을 보여주었다. 김승남 등(2011)은 다양한 종류의 사회자본에 영향을 미치는 변수들을 분석하는 연구를 실시하였다. 이 중 거주기간은 근린수준의 신뢰, 근린수준 네트워크, 시민의식, 종합 사회자본 지수에 유의한 영향을 주는 것으로

---

3) 1976년 7월 10일 이탈리아 세베소에 소재하고 있는 익메사 화학공장에서 안전밸브의 고장으로 다이옥신을 비롯한 화학물질이 대량 대기로 노출된 사건, 이로 인해 교황청에서도 이 지역 주민에 한해 낙태를 허용하는 교회령을 발표하기도 함

나타났고, 일반적 신뢰나 일반적 네트워크에는 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이러한 사실에서 지역 거주기간은 일반적 사회자본이 아닌 공간적으로 제한한 지역과 연관된 사회자본을 만들어낸다고 볼 수 있다. 정민수와 조병희(2007)의 연구에서는 상당한 거주기간은 지역사회역량을 증진시키는 필요조건이지만 정체성의 형성은 능동적인 과정이라는 점에서 충분조건일 수 없다는 단서를 달아 거주기간에 대한 확대 해석을 경계하고 있다.

<그림 2> 거주기간의 해석 방법



## 제 2 절 연구 가설

이 연구에서의 가설은 다음과 같다.

첫째, 거주기간이 증가할수록 자살생각 응답 가능성은 감소할 것이다.

둘째, 지역박탈지수가 낮을수록, 지역 이혼율이 증가할수록, 지역 자살 사망률이 증가할수록 개인의 자살생각 응답 가능성은 증가할 것이다.



## 제 3 장 연구 방법

### 제 1 절 연구자료 및 대상자

#### 1. 연구 자료

개인수준자료는 질병관리본부(KCDC)에서 실시하는 지역사회 건강조사 데이터를 활용하였다. 질병관리본부(KCDC)에서 실시하는 지역사회 건강조사는 지역보건사업계획 수립 및 시행에 필요한 객관적 근거자료를 확보하기 위하여 지역 주민의 건강수준과 건강생활습관, 의료이용 등의 정보를 수집하는 보건의료 분야에서는 국내 유일의 지역통계수집 조사이다. 보건소 단위별로 정보를 집계하고 있어 자료 수집의 공간적 범위가 시·군·구 행정구역 단위와 대체로 일치한다. 2008년을 시작으로 매년 실시하고 있으며 1:1 직접면접에 의한 간접기입식 방법을 이용하고 있다.

지역변수는 신영전 등(2009)이 수행한 연구에서 추출한 지역박탈지수와 통계청에서 공개한 지역사회자살율과 지역이혼율, 행정안전부에서 제공하고 있는 재정자립도를 활용하였다.

#### 2. 분석 대상

2008년 지역사회 건강조사에서는 총 220,259명을 대상으로 설문조사가 실시되었다. 가구소득의 경우 무응답자와 응답거부자가 많아, 이들을 더미 처리하였으며, 그 외의 변수에 대한 무응답자는 분석에서 제외시켰다. 그 결과 분석에서는 205,110명의 설문 응답자의 자료를 이용하였다. 지역변수는 253개의 시군구 단위의 자료를 활용하였다. 시군구를 분석을 위

한 행정단위로 사용한 이유는 다음과 같다.

첫째, 지역사회 분석단위로서 기초지방자치단체는 건강에 영향을 미치는 사회정책 및 집합적 개입이 실현되는 최소단위이다. 1995년에 도입된 지방자치제도는 권력의 탈중앙집중화 특히, 지역의 특성을 반영한 정책 구현을 목적으로 하고 있으므로 정책 개입의 지리적 범위는 행정구역으로 제한되며 따라서 개인은 그들이 거주하고 있는 지역 자치단체의 행정력에 영향을 받게 된다.

둘째, 한국의 경우 행정구역을 뛰어넘는 높은 사회적 밀도로 인하여 읍·면·동 지역 수준의 분석은 지역특성으로 인한 효과의 분석을 어렵게 한다. 한국의 최소 자치행정단위인 읍·면·동의 관할구역 내에는 모든 생활을 가능케 하는 편의·행정시설과 노동시설이 입지하지 않아 개인의 활동범위가 읍·면·동에 국한되지 않는다. 반대로 시·도 단위로 분석단위의 규모를 확대할 경우 지역간 다양한 특징을 평균값으로 희석시키므로 지역특성이 개인의 건강행태에 미치는 영향을 규명하기 어렵다.

마지막으로 현실적인 이유로서, 대부분의 지역 단위의 데이터 공개가 시·군·구 단위로 이루어진다.

### 3. 독립 변수

#### 3.1. 개인 변수

개인변수로는 연령, 성별, 학력, 연 가구 소득, 혼인 상태, 동거여부, 우울증, 스트레스 여부 및 거주기간을 활용하였다.

연령은 연속변수로서 조사대상이 만 19세 이상이므로 청소년은 해당하지 않는다. 성별은 여자를 기준으로 하는 더미변수를 만들었다.

학력은 무학, 초등학교 졸업 이하, 중학교 졸업 이하, 고등학교 졸업

이하, 대학교 재학 이상으로 구분하고 더미변수화 하였다. 연 가구소득은 4,800만원 이하는 1,200만원 단위로 더미변수를 만들었고, 나머지는 4,800만원 이상 구간으로 설정하였다. 연 가구소득은 무응답자와 응답거부자가 많으므로 부득이하게 더미변수로 처리하여 나머지 문항에 응답한 자료를 활용할 수 있도록 하였다. 또한 동거 여부를 더미처리 하였다.

우울증 경험 여부는 있음과 없음의 이분변수를 그대로 적용하였다. 스트레스 인식 여부는 지역사회건강조사 문항으로는 「대단히 많이 느낀다.」, 「많이 느끼는 편이다.」, 「조금 느끼는 편이다.」, 「거의 느끼지 않는다.」의 4지 선다형으로 설계되어 있으나, 이 연구에서는 「대단히 많이 느낀다.」와 「많이 느끼는 편이다.」를 많이 느끼는 편으로, 「조금 느끼는 편이다.」와 「거의 느끼지 않는다.」는 조금 느끼는 편으로 이분 변수화 하여 분석을 실시하였다.

거주기간은 거주기간(연)과 거주기간(월) 두 가지로 구분하여 분석에 활용하였다. 거주기간 변수는 정규 분포하지 않아 연속변수로 분석하는데 제한이 따르므로 더미변수로 변환하였다. 거주기간(연)은 「2년 미만」, 「2년 이상 4년 미만」, 「4년 이상 6년 미만」, 「6년 이상 8년 미만」, 「8년 이상 10년 미만」, 「10년 이상」으로 더미 변수로 만들었다. 더미 변수를 이용한 분석은 기준 변수 거주기간의 증가와 지역특성 변수의 투입에 따른 자살생각 위험비를 확인할 수 있는 장점이 있지만, 기준 변수와 지역 특성의 상호작용 효과를 확인 할 수 없다는 단점이 있다. 따라서 더미 변수를 연속형 변수로 전환하여 최종 분석시 모든 변수가 반영된 교차분석을 실시하고, 더미변수화한 거주기간을 이용한 분석은 <부록 6>과 <부록 7>에 추가하여 비교할 수 있도록 하였다. 거주기간(월)은 연령을 분모로, 거주기간(연)을 분자로 한 분율적 개념이다. 연 단위이므로 1년 미만 거주할 경우 연령에 관계없이 「0.0」에 해당한다. 거주기간이 매우 짧은 경우 지역사회 건강조사 조사구에 포함되지 않는 현실적인 이유에서 연 단위를 거주기간(월)의 산출 단위로 채택하였다.

「0.0」, 「0.0」, 「0.0이상 0.2미만」 「0.2이상 0.4미만」 「0.4이상 0.6미만」 「0.6이상 0.8미만」 「0.8이상 1.0미만」 「1.0」의 7단계로 더미변수화 하였고, 거주기간(연)과 마찬가지로 이를 연속형 범주로 변환하였다.

<표 5> 연구에 활용된 개인 변수

수준	변수 명	문항 및 산출 기준	자료출처
개인수준	연령	<b>교육 및 경제활동</b> 15. 실제 생년월일은 언제입니까?	2008년 지역사회 건강조사
	성별	<b>교육 및 경제활동</b> 14. 성별은 무엇입니까?	
	혼인상태	<b>교육 및 경제활동</b> 4. 귀하께서는 결혼한 적(사실혼 포함)이 있습니까? 4-1 현재의 혼인상태는 다음 중 무엇에 해당합니까?	
	동거여부	<b>가구조사</b> 1. 귀하의 세대에 동거하고 있는 사람은 몇 명입니까?	
	소득	<b>가구조사</b> 7. 임금, 부동산 소득, 연금, 이자, 정부 보조금, 친척이나 자녀들의 용돈 등 모든 수입을 합쳐 <u>최근 1년</u> 동안 가구의 총 소득은 대략 얼마입니까? 만 일 연간 소득을 대답하기 어려운 경우 월 평균 액수를 말씀해 주십시오	
	학력	<b>교육 및 경제활동</b> 11. 귀하를 학교를 어디까지 다니셨습니까?	
	우울경험	<b>정신건강</b> 3. 최근 1년동안 연속적으로 2주 이상 일상생활에 지장이 있을 정도로 슬프거나 절망감 등을 느낀 적이 있습니까?	
	스트레스	<b>정신건강</b> 2. 평소 일상생활 중에 스트레스를 어느 정도 느끼고 있습니까?	
	자살생각여부	<b>정신보건</b> 4. <u>최근 1년</u> 동안 죽고 싶다는 생각을 해 본적이 있습니까?	
	거주기간	<b>가구조사</b> 5. 지금 살고 계신 집에서 얼마나 오래 사셨습니까?	

### 3.2. 지역변수

자살생각에 영향을 미치는 지역특성을 확인하기 위해 이 연구에서는 지역박탈지수, 재정자립도, 지역 이혼율과 지역 자살사망율을 변수로 활용하였다<표 6>.

지역박탈지수<sup>4)</sup>는 한 지역의 인구·사회·경제 분야의 복합적인 결핍수준을 보기 위하여 반영하였다. 지역단위 변수에서 가장 흔히 사용하는 변수는 지역 거주자의 사회경제적 특징의 요소들을 합하거나, 이론적 또는 실천적 고려에 기반하여 몇몇 통합 측정치를 합하여 구조화된 박탈 지수를 이용하는 것이다(Carstairs, 1991). 박탈지수를 개발하거나, 기존에 개발된 박탈지수를 활용하여 사망률과의 관련성을 보고자 하는 연구들이 다수 수행되었다(손미아, 2002. Castairs, 1995. Niggebrugge et al., 2005, Eibner & Sturm, 2006.). 따라서 본 연구에서는 빈곤의 단일 변수가 아닌 지수를 이용하며 그 중에서도 신영전과 그 동료들이 수행한 연구에서 산출한 박탈 지수를 활용하였다.

재정자립도는 지자체의 전체 재원 대비 자주재원의 비율을 뜻한다. 자주재원에는 지방세와 세외수입으로 구성되어 있는데 이 중 지방세는 지역 거주자 개인의 소득과 자산에 비례하여 징수하기 때문에 해당 지역

#### 4) 지역박탈지수 산출을 위하여 활용된 하위변수

변수	변수 정의
자동차(승용차) 미소유	· 도시지역은 자동차가 없는 가구의 비율 · 농촌지역은 승용차가 없는 가구의 비율
열악한 주거환경	· 단독 부엌이 아니고, 상수도가 없고, 온수 목욕실이 없고, 수세식 화장실이 없는 가구의 비율
독거 가구율	· 혼자 사는 가구의 비율
여성 가구율	· 여성이 가구주인 가구의 비율
아파트 가구율	· 주거형태가 아파트인 가구의 비율
하위 교육수준	· 25-64세 인구 중 고졸 미만인 인구의 비율
하위 사회계급	· 가구원 중 가장 높은 사회계급이 육체노동계급 이하인 가구 비율
노인 인구	· 전체 인구 중 65세 노인 인구의 비율

자료: 신영전 등 (2009), 건강불평등 완화를 위한 건강증진 전략 및 사업개발

거주자들의 소득 수준을 가늠할 수 있는 대리 변수적 성격을 띄고 있다. 따라서 지역 거주민의 소득 수준과 자산 축적 수준이 높을수록 재정자립도가 높은 것으로 나타난다.

지역 이혼율은 통계청 자료를 활용하였다. 개인변수인 자살생각과 지역변수인 이혼율의 관련성은 아직 연구된 바 없지만, 이혼율이 자살율에 유의하게 영향을 미친다는 기존 연구(유정균, 2008)를 바탕으로 지역 이혼율을 개인의 자살생각에 영향을 미칠 수 있다는 가정을 바탕으로 지역 특성으로 채택하였다.

지역 자살사망율도 지역 이혼율과 마찬가지로 통계청 자료를 활용하였다. 자살 사망률을 선정한 이유는 사회학습이론에 근거한다. 베르테르호프도 사회학습이론으로 설명될 수 있는 현상 중의 하나로 주변인의 자살 행위는 개인의 자살 생각을 자극할 수 있다고 본다. Bandura(1973)는 대부분의 개인행동은 다른 사람의 행동을 관찰하고 모방하는 것에서 이루어지며 이러한 사회학습의 원리는 긍정적, 부정적 결과에 대한 정보 없이 단순히 특정 행동의 관찰을 통해서도 그 행동을 따라하는 모방효과를 가져올 수 있다고 말한다(김병철, 2010). 따라서 지역 자살사망율도 자살생각에 영향을 미치는 지역 특성으로 가정하되, 연도별 유병율의 편차가 심하므로 4년 평균치를 지역 자살사망율로 반영하였다.

본 연구는 지역사회특성중 지역 박탈 지수와 지역 자살율이 건강에 미치는 영향을 보기 위해서, 개인 변수와 더불어 기존의 다수준 분석과 생태학적 연구를 통하여 종속변수인 자살생각 또는 자살율에 영향을 미친 것으로 검증된 지역특성을 변수로 반영하였다.

<표 6> 연구에 활용된 지역 변수

수준	변수 명	문항 및 산출 기준	자 료 출 처
지역수준	지역 박탈지수	자동차(승용차) 미소유, 열악한 주거 환경, 독거 가구율, 여성 가구율, 아파 트 가구율, 하위 교육수준, 하위 사회 계급, 노인인구비율의 조합	신영전 외, 2009
	재정자립도	(지방세 + 세외 수입 - 지방채) / 일반회계 세입 × 100(%) (4년 평균)	행정안전부
	지역 자살사망율	지역 자살자 수 / 지역 인구 × 100,000(명) (4년 평균)	통계청
	지역 이혼율	이혼자 수 / 2008년 주민등록인구 × 1,000(명)	

#### 4. 결과 변수

본 연구에서는 자살 생각 여부를 결과 변수로 선택하였다. 2008년 지역사회건강조사에서는 ‘최근 1년 동안 죽고 싶다고 생각을 해 본 적이 있습니까?’ 라고 묻고 예, 아니오로 답할 수 있는 이분변수이다.



## 제 2 절 분석 방법

본 연구에서는 거주기간이 자살생각에 미치는 영향을 살펴봄과 동시에, 지역특성이 자살생각에 미치는 영향을 알아보고자 한다.

우선 연구 대상자의 일반적 특성을 알아보기 위한 빈도 분석을 실시하였다. 각각의 독립변수에 대한 자살생각여부의 유의성 여부를 확인하기 위하여 카이제곱검정을 실시하였다. 빈도분석은 카이제곱검정을 유의수준 0.05수준에서 실시하였다.

다음에는 거주기간을 배제한 상태에서 일반적으로 자살생각에 영향을 미치는 것으로 논의되어왔던 인구사회학적 변수와, 사회경제적 변수, 정신건강 특성을 반영한 다변량 로지스틱 회귀분석을 실시한다. 다음으로 인구사회학적 특성, 사회경제적 특성, 정신건강 특성에 거주기간 변수를 더하여 자살생각을 종속변수로 하는 다변량 로지스틱 회귀 분석을 재차 실시하였다.

마지막으로 개인특성과 지역특성을 모두 반영하여 다수준 로지스틱 회귀 분석을 수행한다. 다수준 분석시 절편만 넣은 분석을 실시하고, 인구사회학적 특성, 사회경제적 특성, 정신건강 특성에 지역특성을 동시에 고려하는 다수준 분석을 실시한다. 다수준 분석의 기본적인 모델 방정식은 (식 1), (식 2) 그리고 (식 3)와 같다.

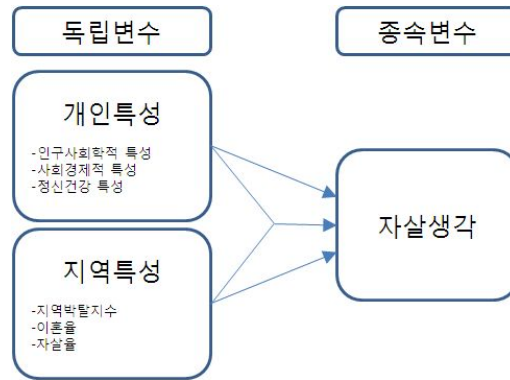
$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + e_{ij} \quad (\text{식 1})$$

$$\beta_{0j} = r_{00} + r_{01}Z_j + u_{0j} \quad (\text{식 2})$$

$$\beta_{1j} = r_{10} + r_{11}Z_j + u_{1j} \quad (\text{식 3})$$

이 연구에서 다수준 모형을 활용한 도식화 구도는 <그림 3>와 같다.

<그림 3> 연구모형 도식



다변량로지스틱회귀분석과 다수준로지스틱회귀분석 분석에는 질병관리본부에서 제시한 개인가중치를 적용하였다. 가구가중치는 표본설계의 표본추출과정을 고려한 가구추출률, 조사적격가구를, 주택유형별 가구비율을 반영한 가중치로 계산식은 아래와 같다.

$$W_{hi} = \frac{M_{hi}}{n_{hi}} = \frac{e_{hi} \times N_{hi}}{n_{hi}} \quad (\text{식 4})$$

- $N_{hi}$  : h동/읍·면 i주택유형별 가구수      -  $M_{hi}$  : h동/읍·면 i주택유형별 적격가구수
- $n_{hi}$  : h동/읍·면 i주택유형별 조사가가구수      -  $e_{hi}$  : h동/읍·면 i주택유형별 조사적격가구율

개인가중치는 가구가중치에 개인 응답률을 반영한 가중치로서 계산식은 아래와 같다.

$$W_{hijkl} = W_{hijk} \times \frac{P_{hijk}}{p_{hijk}} \quad (\text{식 5})$$

- $P_{hijk}$  : 가구내 19세 이상 가구원수      -  $p_{hijk}$  : 가구내 조사된 19세 이상 가구원수

통계분석에는 SAS 9.2와 HLM 6.08을 활용하였다.

## 제 4 장 연구 결과

### 제 1 절 연구대상자의 특성

#### 1. 개인적 특성

이 연구대상자 총 205,110명의 개인특성은 특성은 <표 7>로 제시하였다. 응답자의 성별 분포를 보면 남성이 94,496명으로 46.1%, 여성이 110,661명으로 53.9%를 차지하고 있어 여성의 비율이 다소 높은 것으로 나타났다. 혼인여부로는 혼인상태로 응답한 사람이 전체의 69.4%인 142,302명이었으며, 이혼·사별·별거 유형이 13.7%, 미혼이 16.9%로 나타났다. 연구대상자의 89.8%가 가족과 동거 중이고, 10.2%는 단독 거주하고 있는 것으로 나타났다.

연 가구소득은 1,200만원 미만 응답자가 20.5%로 가장 많았으며, 1,200만원이상 2,400만원미만이 19.0%로 그 뒤를 이었다. 응답거부자는 20,117명, 무응답자는 11,887명으로 각각 전체 응답자의 9.8%, 5.8%를 차지하였다. 교육수준은 무학이 전체 응답자의 13.1%인 26,825명이었으며, 고졸 이하가 33.8%, 대졸이상이 23.4%의 분포를 보였다. 스트레스가 많다고 편이라 답한 응답자는 55,992명으로 27.3%를 차지하였으며, 전체 응답자의 8.65%는 우울증이 있는 것으로 답하였다.

거주기간(연)은 2년 미만은 32,430명이 응답했으며 전체 응답자의 15.8%를 차지하였다. 10년 이상 거주자는 47.1%로 전체 응답자의 절반에 가까웠다. 거주기간(월)은 0이 전체 응답자의 7.6%인 15,496명이었으며, 이동한 적 없이 같은 장소에 평생을 살았다고 응답한 사람은 6.0%였다. 거주기간(월)이 0.0초과 0.2이하 응답자는 전체의 46.7%를 차지하는 95,769명이었다. 최근 1년간 자살 생각이 있다고 응답한 사람은 전체 조

사 대상자의 9.7%였다. 이는 전체 지역사회 건강조사 응답자의 유병율 9.8%와 비슷한 수치로, 무응답으로 인한 분석 대상 제외자 중 자살 생각 경험자와 미경험자의 비율이 비슷함을 알 수 있다.

<표 7> 응답자의 인구학적 특성

N %			N %		
<b>성별</b>			<b>스트레스 정도</b>		
여 (ref.)	110,614	53.9	적음	149,118	72.70
남	94,496	46.1	많음	55,992	27.30
<b>혼인여부</b>			<b>우울증여부</b>		
혼인 (ref.)	142,302	69.4	아니오	187,359	91.35
이혼,사별,별거	28,123	13.7	예	17,751	8.65
미혼	34,685	16.9	<b>거주기간(연)</b>		
<b>동거여부</b>			2년미만 (ref.)	32,414	15.8
아니오 (ref.)	20,838	10.2	2년~4년	30,392	14.8
예	184,272	89.8	4년~6년	21,667	10.6
<b>연 가구소득(천만)</b>			6년~8년	14,196	6.9
1.2미만 (ref.)	42,127	20.5	8년~10년	9,819	4.8
1.2~2.4	38,961	19.0	10년 이상	96,622	47.1
2.4~3.6	36,745	17.9	<b>거주기간(월)</b>		
3.6~4.8	24,889	12.1	0.0 (ref.)	15,483	7.5
4.8이상	30,391	14.8	0.0~0.2	95,726	46.7
응답거부	20,112	9.8	0.2~0.4	41,059	20.0
무응답	11,885	5.8	0.4~0.6	20,706	10.1
<b>교육수준</b>			0.6~0.8	13,619	6.6
무학 (ref.)	26,825	13.1	0.8~1.0	6,244	3.0
초졸이하	36,147	17.6	1.0	12,273	6.0
중졸이하	24,954	12.2	<b>1년내 자살생각</b>		
고졸이하	69,275	33.8	아니오	185,186	9.7
대졸이상	47,909	23.4	예	19,924	90.3

## 2. 지역적 특성

이 연구에서 지역특성으로 보고자 하는 변수는 지역박탈지수와 재정자립도, 지역이혼율, 그리고 4년 평균 지역 자살율이다. 지역박탈지수는 -1.68부터 1.69까지 분포하고 있다. 재정자립도는 8.22%에서 93.98%까지 분포하고 있으며 평균치는 31.05%이다. 평균 이혼율은 인구 천명당 2.2건이었으며, 최소 1.11건에서 최대 3.63건의 분포를 보이고 있다. 4년 평균 자살율은 인구 10만명당 26.26명으로, 11.30명에서 46.58명 사이의 분포를 보이고 있다.

<표 8> 분석대상의 지역적 특성

	평균	표준편차	최소값	최대값
지역박탈지수	-0.01	0.88	-1.68	1.69
재정자립도	31.05	18.07	8.22	93.98
이혼율	2.20	0.44	1.11	3.63
4년평균 자살율	26.26	6.07	11.30	46.58

## 제 2 절 관련요인간 자살생각과의 관계

### 1. 인구학적 특성에 따른 자살생각 차이

인구학적 특성과 자살생각여부간의 차이가 있는지 확인하기 위하여 성별과 혼인상태 변수를 활용하였다.

남성의 경우 전체 조사대상자의 6.86%가 최근 1년내 자살생각 경험이 있다고 응답하였다. 그러나 여성은 12.15%가 자살생각을 경험했다고 응답해, 약 2배 가까운 응답율의 차이가 나타났다. Chi-square검정 결과 성별에 따른 자살생각 경험율은 유의한 차이(p-value <.0001)가 있는 것으로 확인되었다. (<부록 2>참조)

혼인상태 여부에 따른 자살생각 경험여부와 유의성은 부록 <표 1>에 제시되어 있다. 현재 혼인상태인 조사대상자 중 8.33%가 자살생각 경험이 있다고 응답한 반면, 이혼·사혼·별거 상태라고 응답한 사람의 6.55%가 자살생각 경험이 있다고 밝혔다. 미혼 상태인 34,700명 중 17.97%가 자살생각을 경험했다고 응답해 가장 높은 경험 유병율을 보였다. Chi-square검정 결과 혼인상태에 따른 자살생각 경험율은 유의한 차이(p-value <.0001)가 있는 것으로 확인되었다.

동거 여부에 따른 자살생각 경험여부와 유의성을 살펴 본 결과, 단독 거주한다고 응답한 조사대상자의 17.64%가 자살생각을 경험한 것으로 나타난 반면, 가족과 동거한다고 응답한 경우는 7.31%로 나타났으며, 자살생각 경험에 유의한 차이(p-value <.0001)가 있는 것으로 확인되었다.

### 2. 사회경제적 특성에 따른 자살생각 차이

사회경제적 특성으로는 연 가구소득과 교육수준 변수를 활용하였다.

연 가구소득은 낮을 수록 자살생각 경험율이 높은 것으로 나타났다. 연 소득 1,200만 이하 구간의 자살생각 경험율은 17.47%로 가장 높았으며, 4,800만원 이상 자살생각 경험율은 5.53%로 가장 낮은 것으로 나타났다. 응답 거부자의 자살생각 경험율은 8.36%였으며, 무응답자의 자살생각 경험율은 11.45%로 나타났다. Chi-square검정 결과 연 가구소득에 따른 자살생각 경험율은 유의한 차이(p-value <.0001)가 있는 것으로 확인되었다. (<부록 3>참조)

교육수준에 따른 자살생각 경험율에도 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다(p-value <.0001). 무학이라고 응답한 사람의 자살생각 경험율은 19.09%로 가장 높았으며, 학력이 증가할수록 자살생각 경험율은 감소하는 것으로 나타났다. 대졸이상 학력자의 자살생각 응답율은 5.03%로 가장 낮았다.

### 3. 정신건강 특성에 따른 자살생각 차이

개인의 정신건강 특성은 변수에는 우울경험여부와 주관적 스트레스 여부를 이용하였다.

우울경험이 있다고 응답한 사람의 자살생각 경험율은 56.91%로, 우울경험이 없다고 응답한 사람의 자살생각 경험율 5.24%에 비해 압도적으로 높은 수치를 보였다. Chi-square검정 결과 우울경험에 따른 자살생각 경험율은 유의한 차이(p-value <.0001)가 있는 것으로 확인되었다. (<부록 4>참조)

주관적 스트레스 여부에 따른 자살생각 여부도 우울경험 분석과 비슷한 결과가 나타났다. 주관적 스트레스를 많이 느낀다고 응답한 사람의 22.53%가 자살생각을 경험하였다고 응답한 반면, 조금 느낀다고 응답한 사람은 4.90%인 것으로 나타나 압도적인 자살생각 경험의 응답율을 보

였다.

Chi-square검정 결과 주관적 스트레스의 경험 수준에 따른 자살생각 경험율은 유의한 차이( $p\text{-value} < .0001$ )가 있는 것으로 확인되었다.

#### 4. 거주기간(연, 월) 특성에 따른 자살생각 차이

거주기간은 연(year)과 월(proportion)을 동시에 분석에 고려하였다.

먼저 거주기간(연)의 증가에 따른 자살생각 경험율은 완전한 선형성을 띄지는 않는 것으로 나타났다. 2년 미만 거주자의 자살생각 응답율은 9.98%로 전체 9.7%에 비해 다소 높은 것으로 나타났는데, 네 번째 구간인 6년에서 8년미만 거주자까지는 자살생각 경험율이 감소하는 것으로 나타났다. 하지만 그보다 오래 한 장소에 거주한 사람들의 자살생각 경험율은 재차 증가하는 것으로 나타났다. Chi-square검정 결과 거주기간(연)에 따른 자살생각 응답율은 유의한 차이( $p\text{-value} < .0001$ )가 있는 것으로 확인되었다.

거주기간(월)의 증가에 따른 자살생각 경험율도 거주기간(연)과 마찬가지로 선형성이 나타나진 않는 것으로 나타났다. 거주기간(월)이 0인 거주자는 10.24%의 자살생각 경험율을 보였으며, 이후 구간에서는 감소하다가, 0.4이상 0.6미만 구간에 경험율이 증가하여 10.22%, 0.6이상 0.8미만 거주자의 자살생각 경험율은 12.37%까지 증가하게 된다. 이후 구간에서는 다시 감소하여, 0.8이상 1.0미만 구간과, 완전 미이주자의 자살생각 경험율은 각각 9.71%, 8.36%인 것으로 나타났다. Chi-square검정 결과 거주기간(월)에 따른 자살생각 응답율은 유의한 차이( $p\text{-value} < .0001$ )가 있는 것으로 확인되었다.

거주기간(연, 월)의 변수는 지역특성과 개인특성의 교호작용의 효과를 검토하기 위하여 <표 9>에서 더미변수화 되어 있는 각 변수들을 연속변



수로 전환하여 분석을 실시하였다. 다만 거주기간(연, 월)을 더미변수로 분석할 때, 기준 변수에 비해 거주기간 수준의 변화에 따른 자살생각 오즈비의 변화 양상을 오히려 잘 포착할 수 있다. 다수준 로지스틱 회귀 분석의 결과는 <부록 6>과 <부록 7>에 실었다.

<표 9> 거주기간(연, 월)에 따른 자살생각 차이

	자살생각 미경험		자살생각 경험		p-value
	N	%	N	%	
거주기간(연)					
2년미만	29,193	90.02	3,237	9.98	<.0001
2년~4년미만	27,645	90.90	2,767	9.10	
4년~6년미만	19,766	91.18	1,912	8.82	
6년~8년미만	12,964	91.28	1,239	8.72	
8년~10년미만	8,941	91.02	882	8.98	
10년 이상	86,755	89.76	9,896	10.24	
거주기간(월)					
0.0	13,909	89.76	1,587	10.24	<.0001
0.0~0.2미만	86,529	90.35	9,240	9.65	
0.2~0.4미만	37,400	91.06	3,670	8.94	
0.4~0.6미만	18,596	89.78	2,118	10.22	
0.6~0.8미만	11,941	87.63	1,685	12.37	
0.8~1.0미만	5,638	90.29	606	9.71	
1.0	11,251	91.64	1,027	8.36	

### 제 3 절 거주기간이 자살생각에 미치는 영향

#### 1. 다변량 로지스틱 회귀 분석

##### 1.1 거주기간 제외 다변량 로지스틱 회귀 분석

<표 10>는 거주기간을 반영하지 않고 실시한 로지스틱 회귀 분석이다. 「Model 1」은 인구학적 특성만 반영한 로지스틱 회귀 분석 모형이다. 연속변수인 연령은 증가할수록 위험비가 증가(OR 1.007, C.I. 1.004-1.010)하는 것으로 나타났고, 여성에 비해 남성의 자살생각의 오즈비는 낮은 것으로 나타났다(OR 0.645, C.I. 0.606-0.688). 혼인상태를 준거로 하였을 때 이혼·사별·별거인 사람의 오즈비(1.000 C.I. 0.899-1.113)은 유의하지 않았으며 미혼인 사람의 오즈비는 1.339으로 통계적으로 유의한 것으로(C.I. 1.225-1.465)나타났다. 또한 단독 거주 응답자에 비해 가족과 동거한다고 응답한 사람의 자살 생각이 낮은 것으로 나타났다(OR 0.911 C.I. 0.830-1.001)

연 가구소득을 6분위로 더미변수화하고 1,200만원 미만 소득 구간을 기준으로 설정한 후 분석한 결과, 소득이 증가할수록 자살생각 오즈비는 감소하는 것으로 나타났는데, 3,600만원에서 4,800만원 사이의 구간(OR 0.574, C.I. 0.514-0.641)에 비해 4,800만원 이상 구간(OR 0.590, C.I. 0.527-0.663)이 자살생각 오즈비가 약간 높은 것으로 확인된다. 교육수준은 증가할수록 자살 생각이 일관되게 감소하는 것으로 나타났다.

우울증상을 호소하는 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 매우 높은 자살생각 오즈비(OR 13.663, C.I. 12.521-14.910)가 나타났으며, 스트레스 정도가 심한 사람도 낮은 사람에 비해 자살생각 오즈비가 높은 것으로 확인되어(OR 3.308, C.I. 3.113-3.515) 대체로 정신건강이 좋지 못한 사람들이 자살생각을 할 위험이 높다는 사실을 알 수 있다.

<표 10> 거주기간 미반영 로지스틱 회귀 분석

	Model 1	
	Odds Ratio	95% C.I.
Intercept	0..056***	0.044-0.073
연령	1.007***	1.004-1.010
성별		
여 (ref.)	1	
남	0.645***	0.606-0.688
혼인상태		
혼인 (ref.)	1	
이혼,사별,별거	1.000	0.899-1.113
미혼	1.339***	1.225-1.465
동거여부		
미동거 (ref.)	1	
동거	0.911*	0.830-1.001
연  가구소득		
1.2미만 (ref.)	1	
1.2~2.4	0.845***	0.777-0.920
2.4~3.6	0.686***	0.627-0.753
3.6~4.8	0.574***	0.514-0.641
4.8이상	0.590***	0.527-0.663
교육수준		
무학 (ref.)	1	
초졸이하	0.814***	0.744-0.893
중졸이하	0.800***	0.726-0.881
고졸이하	0.716***	0.632-0.812
대졸이상	0.518***	0.458-0.586
우울여부		
아니오 (ref.)	1	
예	13.663***	12.521-14.910
스트레스여부		
낮음 (ref.)	1	
높음	3.308***	3.113-3.515

주1) 질병관리본부에서 제공한 개인 가중치를 보정한 결과임

+ <0.1,   \* <0.05,   \*\* <0.01   \*\*\* <0.001

## 1.2 거주기간 반영 다변량 로지스틱 회귀 분석

<표 11>는 「Model 1」 모형에 거주기간을 반영하여 로지스틱 회귀 분석을 실시한 결과이다. 「Model 2」는 거주기간(연)을 활용하였고, 「Model 3」는 거주기간(월)을 이용하여 분석하였다.

「Model 2」에서 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 정신건강적 특성으로 인한 자살생각 오즈비는 「Model 1」의 그것과 대체로 크기가 비슷한 것으로 확인된다. 다만 동거여부에서는 유의성이 사라지는 것으로 확인되었다. 연속변수로 범주화한 거주기간(연) 변수는 오즈비가 0.950( $p<.001$ )로 나타나 거주기간(연)이 증가할수록 자살생각은 감소하는 것을 확인할 수 있다.

「Model 3」는 「Model 2」와 달리 거주기간(월) 변수를 활용하여 다변량 로지스틱 회귀 분석을 실시하였다. 「Model 3」에서 거주기간(월)을 제외한 나머지 변수들은 「Model 2」와 같은 방향과 유사한 수준의 자살생각 오즈비가 나타났다. 동거여부에서 유의성이 사라지는 현상도 마찬가지로 확인된다. 연속변수로 범주화한 거주기간(월)은 증가할수록 자살생각을 감소시키는 것으로 확인되었고(OR: 0.936), 유의확률 0.001이하의 확률을 보였다.

<표 11> 거주기간 반영 로지스틱 회귀 분석

	Model 2		Model 3	
	Odds Ratio	95% C.I.	Odds Ratio	95% C.I.
Intercept	0.066***	0.056-0.078	0.071***	0.061-0.085
연령	1.007***	1.006-1.009	1.005***	1.004-1.008
성별				
여 (ref.)	1		1	
남	0.648***	0.623-0.674	0.649***	0.625-0.676
혼인상태				
혼인 (ref.)	1		1	
이혼,사별,별거	1.017	0.956-1.084	1.017	0.956-1.084
미혼	1.326***	1.255-1.402	1.337***	1.265-1.414
동거여부				
미동거	1		1	
동거	0.947	0.883-1.016	0.940	0.876-1.009
연 가구소득				
1.2미만 (ref.)	1		1	
1.2~2.4	0.838***	0.787-0.893	0.832***	0.782-0.887
2.4~3.6	0.680***	0.636-0.728	0.674***	0.630-0.722
3.6~4.8	0.571***	0.529-0.617	0.564***	0.523-0.609
4.8이상	0.587***	0.546-0.633	0.581***	0.540-0.626
응답거부	0.696***	0.647-0.750	0.689***	0.641-0.743
무응답	0.776**	0.710-0.849	0.777**	0.711-0.851
교육수준				
무학 (ref.)	1		1	
초졸이하	0.802***	0.745-0.865	0.796***	0.739-0.858
중졸이하	0.782***	0.720-0.851	0.769***	0.708-0.837
고졸이하	0.686***	0.631-0.745	0.678***	0.625-0.738
대졸이상	0.484***	0.442-0.530	0.482***	0.441-0.529
우울여부				
아니오 (ref.)	1		1	
예	14.165***	13.605-14.749	14.180***	13.619-14.765
스트레스여부				
낮음 (ref.)	1		1	
높음	3.273***	3.152-3.400	3.276***	3.155-3.403
거주기간(연)	0.950***	0.941-0.959		
거주기간(월)			0.936***	0.923-0.951

주1) 질병관리본부에서 제공한 개인 가중치를 보정한 결과임

+ <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01 \*\*\* <0.001

## 2. 다수준 로지스틱 회귀 분석

### 2.1 거주기간(연) 이용 다수준 로지스틱 회귀 분석

거주기간(연)을 활용한 다수준 분석은 지역특성 변수를 대입한 「Model4」과 지역특성과 거주기간(연)의 교호작용까지 고려한 「Model5」로 나누어 분석을 실시하였고 그 결과는 <표 12>와 같다.

「Model4」은 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 정신건강 특성을 보정하고 범주형 거주기간(연)과 지역특성을 반영한 다수준 로지스틱 회귀 분석의 결과이다. 거주기간(연) 변수는 지역 특성을 보정하기 전인 「Model2」와 마찬가지로 여전히 통계적으로 유의한 확률(<.001)로 자살생각 오즈비를 감소하는 것으로 나타났다. 하지만 지역특성변수로 반영한 지역박탈지수와 지역이혼율, 지역사망 자살율 모두 유의한 결과가 확인되지 않았다.

「Model5」은 「Model4」의 다수준 회귀 분석에 거주기간과 지역박탈지수의 교호작용을 추가로 고려하였다. 「Model4」과 마찬가지로 여전히 지역특성 변수들은 유의성이 나타나진 않았으며, 교호작용의 효과도 유의성이 없었다. 거주기간(연) 변수는 0.951의 자살생각 오즈비가 나타났다으며 통계적 유의성도 확인되었다.

<표 12> 거주기간(연)을 이용한 다수준 로지스틱 분석

	Model 2		Model 4		Model 5	
	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.
거주기간(연)	<b>0.936***</b>	<b>0.923-0.951</b>	<b>0.953***</b>	<b>0.939-0.968</b>	<b>0.954***</b>	<b>0.941-0.969</b>
<b>지역특성</b>						
지역박탈지수			0.941	0.834-1.063	0.941	0.825-1.075
재정자립도			0.999	0.995-1.005	0.999	0.858-1.119
지역이혼율			1.017	0.881-1.174	0.979	0.984-1.015
지역사망자살율			1.001	0.985-1.018	0.999	0.995-1.004
거주기간×지역박탈지수					1.000	0.984-1.018

주1) 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 정신건강 특성 보정한 결과임

주2) 질병관리본부에서 제공한 개인 가중치를 보정한 결과임

+ <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01 \*\*\* <0.001

## 2.2 거주기간(월) 이용 다수준 로지스틱 회귀 분석

거주기간(월)을 활용한 다수준 분석은 지역특성 변수를 대입한 「Model6」과 지역특성과 거주기간(월)의 교호작용까지 고려한 「Model 7」로 나누어 분석을 실시하였고 그 결과는 <표 13>과 같다.

「Model6」은 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 정신건강 특성을 보정하고 범주형 거주기간(월)과 지역특성을 반영한 다수준 로지스틱 회귀 분석의 결과이다. 거주기간(월) 변수는 여전히 통계적으로 유의한 확률(<.001)로 자살생각 오즈비를 감소하는 것으로 나타났다. 하지만 지역특성변수로 반영한 지역박탈지수와 지역이혼율, 지역사망 자살율은 개인의 자살생각에 영향을 미치지 않는 것으로 확인되었다.

「Model7」은 「Model6」의 다수준 회귀 분석에 거주기간(월)과 지역박탈지수의 교호작용을 추가로 고려하였다. 다른 분석과 달리 지역박

탈지수의 오즈비 0.867는 통계적으로 유의한 것으로 확인되었으며, 교호작용의 효과도 1.026(p=0.017)으로 확인되었다. 교호작용을 고려한 후에도 거주기간(월) 변수는 0.945의 자살생각 오즈비가 나타나, 거주기간(월)이 증가할수록 자살생각의 확률은 감소하는 것으로 확인된다.

<표 13> 거주기간(월)을 이용한 다수준 로지스틱 분석

	Model 3		Model 6		Model 7	
	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.
거주기간(월)	<b>0.936***</b>	<b>0.923-0.951</b>	<b>0.943***</b>	<b>0.923-0.964</b>	<b>0.946***</b>	<b>0.928-0.965</b>
<b>지역특성</b>						
지역박탈지수			0.947	0.840-1.068	<b>0.865*</b>	<b>0.758-0.989</b>
재정자립도			0.999	0.995-1.005	0.999	0.995-1.004
지역이혼율			1.018	0.882-1.177	0.995	0.874-1.134
지역사망자살율			1.001	0.985-1.019	1.000	0.985-1.004
거주기간×지역박탈지수					<b>1.028**</b>	<b>1.007-1.051</b>

주1) 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 정신건강 특성 보정한 결과임

주2) 질병관리본부에서 제공한 개인 가중치를 보정한 결과임

+ <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01, \*\*\* <0.001

## 2.3 도시·농촌별 다변량 로지스틱 회귀 분석

도농간 생활 환경 및 개인 특성의 차별적 경향을 감안하여 도시와 농촌을 분리하여 추가로 분석을 실시하였다. 지역 특성을 더욱 잘 설명하는 것으로 나타난 거주기간(월)을 활용하였을 때, 도시와 농촌의 지역 특성별 개인의 자살생각 효과는 아래 <표 14>와 같다. 두 지역 모두 거주기간(월)이 증가할수록 자살생각은 감소하는 것으로 나타났다. 지역특성 중 지역박탈지수는 증가할수록 오즈비가 감소하는 현상은 두 지역에서 모두 확인되었고, 농어촌 지역에 한해서 재정자립도가 증가할수록 자



살 생각의 오즈비가 감소하는 것(OR: 0.979, p-value=0.018)으로 확인되었다. 또다른 지역특성은 지역이혼율이나 지역자살사망율은 통계적 유의성이 없었다. 도시 지역에서는 거주기간과 지역박탈지수의 교호작용의 오즈비가 1.027(p=0.150), 농·어촌 지역에서는 오즈비가 1.035(p=0.108)으로 나타났으나 통계적 유의성은 없는 것으로 확인되었다.

<표 14> 도시·농촌별 다수준 로지스틱 분석

	Model 8 (도시)		Model 9 (농·어촌)	
	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.
거주기간(월)	<b>0.944***</b>	<b>0.917,0.973</b>	<b>0.936**</b>	<b>0.893-0.982</b>
<b>지역특성</b>				
지역박탈지수	<b>0.830*</b>	<b>0.686-1.004</b>	<b>0.644*</b>	<b>0.435-0.953</b>
재정자립도	0.999	0.995-1.004	<b>0.979*</b>	<b>0.963-0.996</b>
지역이혼율	1.014	0.880-1.170	0.885	0.584-1.345
지역사망자살율	1.005	0.985-1.027	0.988	0.971-1.007
거주기간×지역박탈지수	1.027	0.990-1.067	1.035	0.992-1.081

주1) 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 정신건강 특성 보정한 결과임

주2) 질병관리본부에서 제공한 개인 가중치를 보정한 결과임

+ <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01 \*\*\* <0.001

## 제 5 장 결론 및 고찰

이 연구는 전국 시·군·구 거주민을 대상으로 실시한 「2008년 지역사회 건강조사」의 원시자료를 이용하여 자살생각에 영향을 미치는 개인특성과, 지역특성이 무엇인지 살펴보았다. 그 중에서도 기존에 고려되지 않았던 거주기간과, 지역박탈지수, 재정자립도, 지역 이혼율 그리고 지역 자살사망율을 이용하여 이러한 특성들이 개인의 자살생각에 영향을 미치는지 다수준 로지스틱 회귀분석을 통해 검토하였다.

통제변수로서 고려하였던 인구학적 특성과, 사회경제적 특성, 그리고 정신건강 특성은 기존 연구와 큰 차이가 없는 방향성이 나타났다. 다른 개인 특성과 지역 특성을 보정한 후에도 여성의 자살생각 오즈비가 높은 것으로 나타나 자살은 남성이 여성에 비해 많이 하지만(통계청, 2010), 자살 생각은 여성이 많이 하는 통계치(질병관리본부, 2011)와 동일한 결과였다. 소득과 학력이 높을수록 자살생각 오즈비가 감소하는 것도 기존의 연구(김현경 외, 2010)와 일치하는 부분이었으며, 혼인인 경우보다 미혼인 경우 상대적으로 자살 생각을 할 위험이 높은 것으로 확인 되었다. 우울감이나 스트레스와 같은 개인의 정신건강특성은 자살생각에 부정적인 영향을 미치고 있음을 동시에 확인할 수 있었다. 이는 지역특성변수와 거주기간 변수를 추가로 반영한 분석에서도 큰 차이 없이 비슷한 수준의 자살생각 오즈비를 보였으며, 유의확률 또한 변함이 없었다.

또한 지역변수로 고려한 지역박탈지수와, 재정자립도, 지역 이혼율, 지역 자살사망율을 이용하여 분석한 결과 지역박탈지수를 제외한 나머지 두 지역특성은 개인의 자살생각과의 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이혼과 이혼율을 자살에 영향을 미친다고 설명하는 근거로 제시하는 것은 사회통합이론이다. 가족구조의 해체를 측정하는 변수로 이혼을 사용하였는데 이혼 상태는 통합과 규제가 낮은 상황임을 의미하며(유정균, 2008), 이는 가족이라는 개인의 건강을 보호하는 울타리가 붕괴되었음을 뜻한

다. 즉, 자살생각의 원인 중 하나인 고립감이나 소외감이라는 감정은 가족이라는 방어 기전이 존재함으로써 완화될 수 있다. 하지만 자살 행태의 최종 국면인 자살 행위를 방지하는 중요한 요소가 될 수 있지만, 다수준 분석을 활용한 이번 연구를 통해서는 지역의 해체주의적 특성이 자살 행태 과정의 초기 단계에 해당하는 개인의 자살 생각에는 일관성 있는 영향을 주지 않는 것으로 보인다.

지역 자살사망을 역시 자살생각과는 관련이 없는 것으로 확인되었다. 이민아 등(2010)의 연구에 따르면 가까운 사람이 자살한 경우, 자살생각을 할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 따라서 지역사회의 높은 자살율은 개인의 자살 생각을 할 확률을 높여준다고 보고, 지역사회 자살율을 개인의 자살 생각에 영향을 미치는 지역 특성으로 반영하였다. 주변인의 자살행위에 대한 사회학습효과로 인하여 지역 거주민의 자살 생각의 가능성이 높을 것이라 기대했지만, 분석결과 자살 생각과의 관련성이 나타나지 않았다. 동일 지역 내 거주민이라 할지라도 감정적 전이가 가능한 네트워크가 존재하지 않는다면 자살행태에 대한 사회학습효과를 기대하기 어려운 것으로 보인다.

거주기간이라는 개인변수와 지역박탈지수라는 지역변수에 초점을 맞춘 분석 결과와 함의는 다음과 같다

첫째, 거주기간은 자살생각 여부에 영향을 미치는 것으로 확인되었고 모든 개인변수와 지역변수를 통제 한 후에도 그 효과가 유지되었다. 거주기간을 포함한 모든 개인특성을 활용한 다변량 로지스틱 회귀분석과 거주기간을 제외한 나머지 개인 특성을 투입한 다변량 로지스틱 분석을 비교한 결과 거주기간 변수의 투입이 기존의 개인 특성 변수의 방향성에는 전혀 변화가 없었으며, 오즈비의 크기에도 별다른 차이가 없었다. 또한 연속형 거주기간(연)과 거주기간(월) 변수는 모두 자살생각과는 부적 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 더미변수를 활용한 다수준 로지스틱 회

귀분석을 수행한 모형에서는 거주기간의 증가에 따른 자살생각 오즈비 감소의 추세를 보다 구체적으로 확인할 수 있다. 이는 거주기간(연)과 거주기간(월) 모두 동일한 현상으로 관측되었다<부록 6>, <부록 7>참조

이 연구에서는 거주기간이 증가할수록 자살생각이 감소하는 것으로 나타났다. 하지만 거주 기간의 사전적 의미로서는 자살생각 감소의 원인을 설명할 수 있다. 다만 다른 연구에서는 거주기간이 증가할수록 지역사회 네트워크가 증가하게 된다는 결과가 확인되었는데,(강대성·류기형, 2007, 김승남 등, 2011) 이러한 특성들이 개인의 자살생각에 직간접적으로 완화시켜주는 것으로 보인다.

둘째, 본 연구에서의 가장 큰 발견이자 쟁점은 지역특성 중 하나인 지역박탈지수의 증가가 단독으로는 개인의 자살생각에 긍정적인 기능을 하지만, 거주기간과의 교호작용을 고려 할 때에는 부정적인 기능을 한다는 점이다. 교호작용을 제외한 지역박탈수준의 단독 효과만 고려하면 오히려 기존 연구와는 상반된 결과가 나온 셈이다. 일반적으로 지역의 박탈 수준의 높은 경우, 개인의 건강에 좋지 못한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 일본(Fukuda et al., 2005), 영국(Eames et al., 1993) 스페인(Benach & Yasui, 1999)의 해외 연구 뿐만 아니라 한국(Kim et al., 2010)의 사례에서 역시 지역박탈수준이 높을수록 사망률이 증가하거나 건강행태에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구에서 활용한 지역박탈지수와 연령표준화사망률의 상관계수는 0.70( $p<.0001$ ), 지역박탈지수와 조기사망지수의 상관계수는 0.91( $p<.0001$ )로 매우 높은 상관성을 보여주었다(신영전 외 2009). 그럼에도 불구하고 본 연구에서 다른 결과가 나온 이유는 무엇인가?

우선 지역박탈지수를 박탈수준의 정도로만 해석할 것인지에 대한 검토가 필요하다. 이번 연구에 활용한 지역박탈지수는 의미는 상대적이고 질적인 박탈 수준의 차이를 뜻하기 보다는 동등한 박탈 수준의 이웃의 규모라는 정량적 개념으로서의 의미가 강하다. 지역박탈지수를 구성하는

각 변수들은 일정한 기준선을 정하고, 전체 지역 인구 대비 기준선 이하에 해당하는 인구를 분자로 하는 분율로 계산하고 있기 때문이다. 이는 사회경제적 지위나 인구학적 특성이 박탈된 주민의 규모의 비율이 그만큼 높다는 의미이기도 하다.

유사적 속성을 가지고 있는 주민 집단은 이질적 속성을 가지고 있는 주민 집단에 비해 보다 나은 친밀성과 네트워크를 갖는다. 또한 제도적 자원의 결핍, 지원체계의 부실, 지식과 정보로부터의 소외로 인한 구조적 결과는 빈곤지역 주민들이 일반사회와는 다른 적응 전략과 규범을 채택하게 함(Wilson 1987, 김형용 2010에서 재인용)으로써 그들 자체만의 조직적인 네트워크를 구축하게 한다. Anderson(1992)과 Jencks (1992)의 연구에서도 비슷한 의견이 제시되고 있다. 지역박탈수준과 범죄와의 관계를 연구한 이들은 일반 지역에 비해 박탈 지역에서는 일반적으로 범죄를 방지할 수 있는 낮은 수준의 자원으로 인하여, 비공식적 자원에 더 많이 의존할 수 밖에 없다고 보았다(Ross et al, 2000에서 재인용). 즉, 빈곤 지역에서 자살을 지지하는 사회 환경은 정신보건 시설이나, 사회복지사의 유무와 같은 공식적인 자원보다는 박탈 지역 내 주민 간 네트워크와 네트워크로부터 발현되는 사회자본에 의한 비공식적 유대에 의존한다는 것이다.

고립감은 자살과 높은 연관성이 있는 것으로 알려져 있다.(Kalafat & Elias, 1995 ; Kinkel et al., 1989) 지역 내 빈곤과 박탈 성향의 집단에 의해 생성된 비공식적 지지체계가 고립감이나 소외감을 완화시킴으로써 자살생각을 할 확률을 낮추는데 기여한다고 볼 때 높은 수준의 지역박탈지수는 교류가 가능한 네트워크의 규모가 크다는 것을 의미하므로 박탈 지역 주민들 사이에서만 존재하는 부정형의 자살 생각 방어기전이 될 수 있는 것이다.

하지만 이번 연구 결과를 통하여 기준선 이하의 박탈 수준을 가진 이웃의 규모가 클 때 얻게 되는 불이익을 완전히 부정하지는 않는다. 도농을 분리하기 전의 분석에서는 이러한 불이익은 교호작용을 통해 드러나

고 있으며, 통계적 유의성에 못미치지만 도농을 분리한 분석에서도 교호작용의 효과를 추세적으로 확인할 수 있었다. 거주기간(월) 변수를 활용하여 다수준 분석을 실시한 결과 교차분석의 계수값이 유의한 것으로 나타났다. 이는 박탈된 지역에 오래 거주할수록 개인이 자살생각을 할 확률이 증가하며, 반대로 부유 지역에 오래 거주할수록 개인이 자살생각을 할 확률이 완화함을 뜻한다.

이는 지역 내 네트워크를 통해서 완화시킬 수 있는 자살 생각에 한계가 있다는 의미로 해석할 수 있다. 부유 지역의 거주민은 지역 내 이웃을 통해 획득할 수 있는 지역 사회 자본의 질이 높으며, 반대로 박탈 지역에 거주하는 지역 이웃을 통해 자살 생각 완화에 도움이 되는 지역 사회 자본의 질이 낮기 때문이다. 이러한 지역 사회자본의 효과는 시간이 경과하면서 누적되어 자살생각 확률을 양극화 시킨다. 따라서 지역박탈지수의 의미는 지역의 박탈 특성 자체가 개인의 자살생각을 하도록 영향을 미치는 것이 아니라, 지역박탈지수와 거주기간이 결합할 때 박탈로 인한 지역 네트워크에서 활용할 수 있는 사회자본이나 인적자본의 한계와 이러한 한계의 누적으로 자살생각의 위험을 높인다고 볼 수 있다.

이상에서 논의된 바와 같이 개인변수인 거주기간과 지역변수인 지역박탈지수가 각각 증가할수록 자살생각 오즈비는 감소하였고, 반대로 거주기간과 지역박탈지수의 교호작용을 고려하였을 때에는 지역박탈지수가 증가할수록 자살생각 오즈비가 감소하고 있음을 통계적으로 검증하였다. 이는 지역특성인 지역박탈지수가 단순히 개인의 자살생각 미치는 영향이 단순하지 않음을 뜻한다고 볼 수 있으므로 지역특성까지 감안한 개인의 건강 특성 분석시 이러한 방향성의 차이를 예의 주시해야 함을 확인할 수 있었다.

## 제 6 장 연구의 한계 및 의의

많은 연구의 제한점이 있지만 그 중에서도 반드시 언급하여야 할 연구의 한계점은 다음과 같다.

첫째, 지역특성의 동학(Dynamics)를 고려할 수 없었다. 지역사회 건강 조사는 개인을 대상으로 하는 단면조사이기 때문에 지역 특성과 관련된 자료를 수집하지 않는다. 또한 통계청에서 시·군·구 단위의 통계 자료가 제공되기 시작한 시기가 짧을 뿐만 아니라 그 종류가 다양하지 않다. 따라서 지역 특성 변수로 활용할 수 있는 자료가 부족하여 보다 다양한 효과를 분석하는데 제한점이 따랐을 뿐 만 아니라, 2005년 인구주택총조사에서 추출한 지역특성을 거주기간 동안 동일하게 노출되었을 것이라는 가정을 할 수 밖에 없었다. 향후 보다 많은 지역 특성 변수가 생산되고, 시계열적인 지역 특성 변수의 활용이 가능해진다면 지역 특성의 효과를 보다 명확하게 추출할 수 있을 것으로 보인다.

둘째, 지역 거주 시간의 밀도를 고려할 수 없었다. 베드타운으로 대변되는 직주분리현상은 직업공간과 주거공간의 분리를 의미한다. 2012년 2/4분기 지역별고용조사 잠정결과 보도자료에 따르면 광명시의 경우 근무지 기준 고용율이 31.0%, 거주지 기준 고용율이 55.9%로 24.9%의 차이를 보이고 있는 것으로 나타났다. 이는 광명시를 벗어나 타지에서 근무하는 광명시민이 많다는 의미로, 광명시에 체류하는 시간이 짧은 주민이 많음을 뜻한다. 광명시 뿐 아니라 오산시, 의왕시 등 수도권에 있는 도시들이 이러한 베드타운의 성격을 가지고 있다. 이러한 사실은 거주기간동안의 체류시간이 주민들마다 차이가 있고, 지역 특성의 영향이 차별적일 수 있음을 뜻한다. 따라서 이러한 사실을 감안하지 않는다면 개인의 자살생각에 미치는 지역 특성 효과가 희석되는 결과를 가져올 수 있다. 따라서 추후에는 지역 내 생활시간도 거주기간에 따른 자살 생각 여부를 분석 할 때 통제변수로 고려할 필요가 있다.

셋째, 지역특성 변수로 활용된 지역박탈지수는 연구자의 자의적 판단에 의해 변수들을 조합하였기 때문에 논란의 여지가 있다. 지역특성을 잘 반영하는 방법으로 지표(Indicator)를 활용할 것인가, 지표를 조합한 지수(Index)를 활용할 것인가에 대한 논의에 대한 정답은 아직까지 없다. 이러한 논란이 지속되는 이유는 첫째, 박탈 지수에 빈곤수준을 계측하는 절차에 대한 학문적·실용적 합의가 아직 존재하지 않기 때문이다(허종호 외, 2010). 둘째, 박탈 지수의 구성을 위한 가중치 선정에 연구자의 주관성이 개입된다. 셋째, 지수에 비해 지표는 설명을 명확하게 하기 어렵다. 그럼에도 불구하고 1987년 Townsend가 지역 박탈 지수가 개발한 이후로 복합적인 지역특성을 반영하여 건강의 관련성을 규명하고자 하는 시도는 계속되고 있다(Castairs, 1995. Eibner & Sturm, 2006, Niggebrugge et al., 2005).

이러한 제한점에도 불구하고 이 연구는 몇 가지 의의를 가지고 있다.

첫째, 다수준 분석기법을 이용하여 자살 생각을 분석하였다. 대부분의 연구에서 개인의 건강에 영향을 미치는 지역 특성의 존재는 인정하지만, 군집화가 가능한 표본의 수가 부족하여 다수준 분석을 실시하지 못하였다. 또한 개인과 지역의 변수를 위계화 하여 분석하는 것이 아니라 지역 특성을 개인 수준으로 치환한 다변량 회귀 분석 기법을 사용함으로써 지역 특성이 가지고 있는 효과를 간과하는 경우도 있었다. 하지만 이번 연구에서는 20만건에 달하는 데이터를 가지고 다수준 분석기법을 활용함으로써 지역 특성이 가지고 있는 효과를 살펴 볼 수 있었다.

둘째, 거주기간의 의미를 재해석하였다. 그동안 사회과학 분야의 연구에서 거주기간은 연구자들이 관심을 가지고 있는 독립변수의 효과를 보다 분명히 하기 위하여 통제하기 위한 인구사회학적 변수의 하나에 불과한 경향이 있었다. 하지만 이 연구에서는 거주기간에 대한 의미를 강조하였고, 상호작용 효과를 보기 위하여 거주기간변수를 활용함으로써 거주기간의 효과를 극대화하고자 하였다. <그림 1>에서 보았듯이 한국인의 이



동율은 점차 안정화되는 추세를 나아가고 있고, 거주기간은 점차 증가할 것으로 예상되므로 거주기간 변수의 중요성은 점차 커질 것으로 보인다.

이번 연구를 계기로 자살생각 뿐 아니라 개인의 건강 수준을 분석함에 있어서 시간과 공간에 대한 복합적 고려가 더욱 활발해졌으면 한다.

## 참고문헌

- 강대성·류기형. (2007). 지역사회복지계획의 기반조성을 위한 지역사회응  
집력과 지역사회참여의 관계에 관한 연구. 한국사회복지학 59(1):  
270-53.
- 곽현근. (2003). 동네관련 사회자본의 영향요인에 관한 연구, 한국사회와  
행정연구, 14(3), p259~285
- 김기원·김한곤. (2011). 노인자살률에 영향을 미치는 요인에 대한 거시적  
분석, 한국인구학. 34(3): pp34-54
- 김길훈·노맹석·하일도. (2011). 손상으로 인한 사망자의 지역별 차이에  
대한 HGLM을 이용한 연구, 한국데이터정보과학회지, 22(2):  
137-148.
- 김민영·정광호·금현섭. (2011). 경제위기와 자살률간 탐색적 연구: 15개  
시도 성별·연령별 자살률을 중심으로, 정책분석평가학회보, 21(3):  
273-302.
- 김병철. (2010). 자살 보도가 잠재적 자살자에게 미치는 영향. 커뮤니케이  
션학 연구 18(1) 41-63
- 김승남·안건혁·김재홍. (2011). 택지개발이 지역주민의 사회자본에 미치  
는 영향: 근린수준 사회자본과 일반적 사회자본에 대한 차이를  
중심으로, 71. pp47-68
- 김상원. (2010). 사회적 지원과 일탈: 지역단위의 사회적 지원이 자살률  
에 미치는 영향. 지방정부연구. 14(3): pp81-95

- 김윤정. (2011). 생태체계적 관점에서 본 생애주기별 자살생각의 위험요인과 보호요인, 한국지역사회생활과학회지, 22(3): 429-444
- 김윤희·조영태. (2008). 지역특성이 취약집단 건강에 미치는 영향 분석, 한국인구학, 31(1), 1-26
- 김은정. (2007). 지역개발격차에 따른 자살사망률의 추이, 서울대학교대학원 석사학위논문
- 김지연. (2010). 자살률에 사회자본이 미치는 영향, 서울대학교대학원 석사학위논문
- 김현경·고성희·정승희. (2010). “노인의 자살 생각과 위험요인”. 한국보건간호학회지. 24(1): 82-92.
- 김형용. (2008). 지역사회 건강불평등에 대한 고찰 사회자본 맥락효과에 대한 해석, 44(2), 59~92
- 박재산·이정찬·김귀현·문재우. (2009). 우리나라 노인의 자살충동에 영향을 주는 관련 요인 연구, 보건과 사회과학, 제26집, pp115~136
- 서울대학교 의과대학 (2011) 2011년도 정신질환실태 역학조사
- 손미아. 2002. “직업, 교육수준, 그리고 물질적 결핍이 사망률에 미치는 영향”, 『예방의학회지』, 35(1): 76~82
- 송재룡. 2008. 한국사회의 자살과 뒤르케임의 자살론 : 가족주의 습속과 관련하여, 사회이론, 34, pp123-162

신경희·이순희. (2003). 지역사회 여성단체 활동의 사회적 자본에 관한 연구, 서울시연구, 4(1), 88~109

신상진·조영태. (2007). 사회적 자본과 자살충동, 보건교육·건강증진학회, 24(3): pp35-49

유정균, (2008). 노인자살률의 지역별 편차: 가족불안정성의 영향을 중심으로, 1995-2005, 한국인구학 31(2): pp21-44

유경원, 노용환, (2007). 국가별 패널자료를 이용한 자살률 결정요인 분석. 한국경제연구, 18. pp59-78

윤명숙, 최명민. (2012). 지역사회 보건복지자원이 자살률에 미치는 영향 - 사회복지 및 정신보건 인프라를 중심으로 -. 한국지역사회복지학, 40. pp213-238

이민아·김석호·박재현·심은정. (2010). 사회적 관계 내 자살경험과 가족이 자살생각 및 자살생각에 미치는 영향. 한국인구학 33(2): 61-84

정규석. (2011). 우리나라 자살률의 지역간 변이와 지역박탈지수와의 연관성. 부산대학교대학원 석사학위논문

최인·김영숙·서경현. (2009). 노인의 자살충동에 영향을 미치는 심리사회적 요인, 보건과 사회과학, 제25집, pp33~pp56

통계청. (2012) 9월 국내인구이동

통계청. (2012) 국내 인구이동 통계

통계청. (2012) 2012 2/4분기 지역별고용조사 잠정결과 보도자료

하성규. (2009). 주택점유형태에 따른 사회적 자본과 주거공동체 활성화, 주택연구, 17(4), p77-94

허종호·조영태·권순만. (2010). 사회경제적 박탈이 건강에 미치는 영향. 한국사회학 44(2), pp93-120

A. Palloni, J.D. Morenoff. (2001). Interpreting the paradoxical in the hispanic paradox: demographic and epidemiologic approaches, Annals of the New York Academy of Sciences, 954 (1), pp. 140 - 174

A. Niggebrugge, R. Haynes, A. Jones. (2005). A. Lovett, I. Harvey  
The index of multiple deprivation 2000 access domain: a useful indicator for public health? Social Science & Medicine, 60 , pp. 2743 - 2753

Beck, Aaron T. Kovacs, Maria Weissman, Arlene. (1979). Assessment of suicidal intention: The Scale for Suicide Ideation. Journal of Consulting and Clinical Psychology, Vol 47(2), Apr 1979, 343-352

C. Eibner, R. Sturm. (2006). US-based indices of area-level deprivation: results from HealthCare for Communities, Social Science & Medicine, 62, pp. 348 - 359

Fukuda, Nakamura, Takano., (2005). Cause-specific mortality differences across socioeconomic position of municipalities in Japan, 1973 - 1977 and 1993 - 1998: increased importance of injury and suicide in inequality for ages under 75, International

- Gray, Seeromanie Harding, Alison Reid. (2007). Evidence of divergence with duration of residence in circulatory disease mortality in migrants to Australia. *European Journal of Public Health*, Vol. 17, No. 6, 550 – 554
- J. Michael McGinnis, et al. The case for more active policy attention to health promotion. *Health Affairs* 21(2): 78–93, 2002
- Kalafat, J., & Elias, M. J. (1995). Suicide prevention in a educational context: Broad and Narrow Foci. *Suicide and Life Threatening Behavior*, 25(1), 123–133.
- Kim, B. Y., & Lee, J. S. (2009). A meta-analysis of variables related to suicidal ideation in adolescents. *Journal of Korean Academy of Nursing*, 39, 651–661.
- Kim, Jung-Choi, Jun, Ichiro Kawachi. (2010). Socioeconomic inequalities in suicidal ideation, parasuicides, and completed suicides in South Korea, 70, 1254–1261
- Kinkel, R. J., Bailey, C. W., & Josef, N. C. (1989). Correlates of adolescent suicide attempts: alienation, drugs and social background. *Journal of Alcohol and Drug Education*, 34(3), 85–96
- Margaret Eames, Yoav Ben-Shlomo, M G Marmot. (1993). Social deprivation and premature mortality: regional comparison across England, *bmj*, 307, 1097–1102

- M.G. Marmot, A.M. Adelstein, L. Bulusu. (1984). Lessons From The Study of Immigrant Mortality, *The Lancet*, Volume 323, Issue 8392, Pages 1455 - 1457
- MK Nock, G Borges, Y Ono. (2012). *Suicide: Global Perspectives from the WHO World Mental Health Surveys*, (Cambridge University Press),
- Morris R·Carstairs V,. (1991). Which deprivation? A comparison of selected deprivation indices, *Journal of Public Health.*, 13(4), 318-326.
- M.S. Goel et al., (2004). Obesity Among US Immigrant Subgroups by Duration of Residence. *Journal of the American Medical Association.* 292(23):2860-2867
- Reynolds W. (1987). *Suicide Ideation Questionnaire*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources
- V. Carstairs, (1995). Deprivation indices: their interpretation and use in relation to health *Journal of Epidemiology & Community Health*, 49 (Suppl. 2), pp. 3 - 8
- Yen, I., & Kaplan. G. (1999). Neighborhood social environment and risk of death: multilevel evidence from the Alameda county study. *American Journal of Epidemiology*, 149, 898-907

<부록 1> 주요 조사별 자살행태 확인 문항 구성 실태

조사명	조사연도	자살생각 여부	자살생각 이유	자살시도 여부	자살시도 횟수	상담(치료) 여부	비고
지역사회 건강조사	2008	○	-	○	-	○	
	2009	○	-	○	-	○	
	2010	-	-	-	-	-	
	2011	-	-	-	-	-	
	2012	-	-	-	-	-	
국민건강 영양조사	제1기	○	-	○	○	○	
	제2기	○	-	○	○	○	
	제3기	○	○	○	○	○	자살계획여부
	제4기	○	-	○	-	○	
	제5기	○	-	○	-	○	
청소년건강행태 온라인조사	2005	○	-	○	-	-	
	2006	○	-	○	-	-	
	2007	○	-	○	-	-	
	2008	○	-	○	-	-	
	2009	○	-	○	-	-	
	2010	○	-	○	-	○	
	2011	○	-	○	-	○	자살계획여부
	2012	○	-	○	-	○	자살계획여부



<계속>

조사명	조사연도	자살생각 여부	자살생각 이유	자살시도 여부	자살시도 횟수	상담(치료) 여부	비고
정신질환실태 역학조사	2001	-	-	-	-	-	-
	2006	-	-	-	-	-	-
	2011	○ <sup>1)</sup>	-	○ <sup>1)</sup>	○	-	자살계획여부 <sup>1)</sup> , 자살사고(계획) 시작연령, 자살시도 후 행동
사회조사	2006	○	○	-	-	-	
	2007	-	-	-	-	-	
	2008	○	○	-	-	-	(2차)
	2009	○	○	-	-	-	
	2010	○	○	-	-	-	
	2011	-	-	-	-	-	
	2012	○	○	-	-	-	

<sup>1)</sup>:평생 유병율, 1년 유병율, 1개월 유병율 측정

<부록 2> 인구학적 특성에 따른 자살생각 차이

	자살생각 미경험		자살생각 경험		p-value
	N	%	N	%	
<b>성별</b>					
남	88,015	93.14	6,481	6.86	<.0001
여	97,171	87.85	13,443	12.15	
<b>혼인상태</b>					
혼인	130,507	91.67	11,855	8.33	<.0001
이혼,사별,별거	26,280	93.45	1,843	6.55	
미혼	28,453	82.03	6,232	17.97	
<b>동거여부</b>					
비동거	17,163	82.36	3,675	17.64	<.0001
동거	168,023	92.69	13,249	7.31	

<부록 3> 사회경제적 특성에 따른 자살생각 차이

	자살생각 미경험		자살생각 경험		p-value
	N	%	N	%	
<b>가구소득(백만)</b>					
1.2 미만	34,778	82.53	7,361	17.47	<.0001
1.2~2.4미만	35,083	90.00	3,900	10.00	
2.4~3.6미만	34,225	93.10	2,535	6.90	
3.6~4.8미만	23,488	94.32	1,414	5.68	
4.8이상	28,728	94.47	1,681	5.53	
응답거부	18,436	91.64	1,681	8.36	
무응답	10,526	88.55	1,361	11.45	
<b>교육수준</b>					
무학	21,715	80.91	5,123	19.09	<.0001
초졸이하	31,604	87.40	4,558	12.60	
중졸이하	22,485	90.08	2,477	9.92	
고졸이하	63,940	92.26	5,365	7.74	
대졸이상	45,520	94.97	2,410	5.03	

<부록 4> 정신건강 특성에 따른 자살생각 차이

	자살생각 미경험		자살생각 경험		p-value
	N	%	N	%	
우울경험					
있음	7,652	43.10	10,099	56.90	<.0001
없음	177,534	94.76	9,825	5.24	
주관적 스트레스					
많이 느끼는 편	43,397	77.48	12,615	22.52	<.0001
조금 느끼는 편	141,809	95.10	7,309	4.90	

<부록 5> 거주기간(더미변수) 반영 로지스틱 회귀 분석

	Model 4		Model 5	
	Odds Ratio	95% C.I.	Odds Ratio	95% C.I.
Intercept	0.055***	0.043-0.069	0.059***	0.046-0.074
연령	1.009***	1.006-1.012	1.008***	1.005-1.011
성별				
여 (ref.)	1		1	
남	0.645***	0.605-0.688	0.645***	0.606-0.688
혼인상태				
혼인 (ref.)	1		1	
이혼,사별,별거	1.062	0.958-1.177	1.066	0.964-1.179
미혼	1.342***	1.243-1.448	1.348***	1.248-1.457
연  가구소득				
1.2미만 (ref.)	1		1	
1.2~2.4	0.832***	0.763-0.907	0.829***	0.761-0.904
2.4~3.6	0.675***	0.616-0.741	0.673***	0.613-0.738
3.6~4.8	0.568***	0.509-0.633	0.564***	0.505-0.629
4.8이상	0.585***	0.520-0.657	0.581***	0.518-0.653
교육수준				
무학 (ref.)	1		1	
초졸이하	0.815***	0.744-0.894	0.814***	0.742-0.893
중졸이하	0.801***	0.727-0.883	0.796***	0.722-0.878
고졸이하	0.710***	0.626-0.805	0.708***	0.624-0.803
대졸이상	0.507***	0.449-0.573	0.507***	0.448-0.573
우울여부				
아니오 (ref.)	1		1	
예	13.654***	12.518-14.894	13.660***	12.520-14.903
스트레스여부				
낮음 (ref.)	1		1	
높음	3.298***	3.103-3.506	3.300***	3.104-3.507
거주기간(연)				
2년 미만 (ref.)	1			
2년~4년	0.900*	0.814-0.996		
4년~6년	0.910*	0.819-1.012		
6년~8년	0.872*	0.771-0.986		
8년~10년	0.777**	0.677-0.893		
10년 이상	0.773***	0.713-0.839		
거주기간(월)				
0.0			1	
0.0~0.2			0.896*	0.821-0.979
0.2~0.4			0.775***	0.702-0.856
0.4~0.6			0.782***	0.686-0.891
0.6~0.8			0.768**	0.658-0.896
0.8~1.0			0.747**	0.618-0.904
1.0			0.724***	0.629-0.833

+ <0.1,   \* <0.05,   \*\* <0.01   \*\*\* <0.001

<부록 6> 거주기간(연)(더미변수)을 이용한 다수준 분석

	Model 4		Model 6		Model 7	
	Odds Ratio	95% C.I.	Odds Ratio	95% C.I.	Odds Ratio	95% C.I.
거주기간(연)						
2년 미만	1		1		1	
2년~4년	<b>0.900*</b>	<b>0.814-0.996</b>	<b>0.901*</b>	<b>0.815-0.996</b>	<b>0.924*</b>	<b>0.863-0.989</b>
4년~6년	<b>0.910*</b>	<b>0.819-1.012</b>	<b>0.910*</b>	<b>0.820-1.011</b>	0.950	0.879-1.026
6년~8년	<b>0.872*</b>	<b>0.771-0.986</b>	<b>0.872*</b>	<b>0.772-0.985</b>	<b>0.909*</b>	<b>0.839-0.986</b>
8년~10년	<b>0.777**</b>	<b>0.677-0.893</b>	<b>0.778**</b>	<b>0.677-0.894</b>	<b>0.869**</b>	<b>0.799-0.945</b>
10년 이상	<b>0.773***</b>	<b>0.713-0.839</b>	<b>0.775***</b>	<b>0.714-0.840</b>	<b>0.743***</b>	<b>0.698-0.792</b>
지역특성						
지역박탈지수			0.947	0.853-1.053	0.945	0.862-1.036
지역이혼율			1.013	0.879-1.169	0.997	0.905-1.097
지역사망자살율			1.002	0.987-1.018	1.000	0.989-1.011
거주기간(연)×박탈지수						
2년~4년×박탈지수					1.019	0.936-1.109
4년~6년×박탈지수					0.966	0.886-1.053
6년~8년×박탈지수					1.038	0.946-1.138
8년~10년×박탈지수					<b>1.104*</b>	<b>1.002-1.216</b>
10년 이상×박탈지수					1.006	0.938-1.079

+ <0.1,    \* <0.05,    \*\* <0.01    \*\*\* <0.001

<부록 7> 거주기간(월)(더미변수)을 이용한 다수준 분석

	Model 5		Model 8		Model 9	
	Odds Ratio	95% C.I.	Odds Ratio	95% C.I.	Odds Ratio	95% C.I.
거주기간(월)						
0.0	1		1		1	
0.0~0.2	0.896*	0.821-0.979	0.897*	0.822-0.978	0.840***	0.787-0.896
0.2~0.4	0.775***	0.702-0.856	0.775***	0.703-0.856	0.750***	0.701-0.803
0.4~0.6	0.782***	0.686-0.891	0.783***	0.688-0.893	0.748***	0.689-0.811
0.6~0.8	0.768**	0.658-0.896	0.770**	0.659-0.899	0.750***	0.674-0.835
0.8~1.0	0.747**	0.618-0.904	0.750**	0.618-0.909	0.650***	0.552-0.766
1.0	0.724***	0.629-0.833	0.726***	0.630-0.837	0.646***	0.577-0.723
지역특성						
지역박탈지수			0.948	0.854-1.053	0.866**	0.790-0.950
지역이혼율			1.015	0.880-1.170	0.991	0.902-1.088
지역사망자살율			1.002	0.987-1.018	1.000	0.990-1.011
거주기간(월)×박탈지수						
0.0~0.2×박탈지수					1.094*	1.021-1.172
0.2~0.4×박탈지수					1.131**	1.045-1.224
0.4~0.6×박탈지수					1.032	0.939-1.134
0.6~0.8×박탈지수					1.142*	1.020-1.278
0.8~1.0×박탈지수					1.181	0.968-1.440
1.0×박탈지수					1.171**	1.041-1.319

+ <0.1,    \* <0.05,    \*\* <0.01    \*\*\* <0.001

2년미만 거주자를 거주기간(연)변수의 기준으로 삼아 분석을 실시한 결과 「Model4」의 결과와 마찬가지로 거주기간의 증가에 따라 자살생각 오즈비 감소의 완벽한 경향성을 나타내진 않는 것으로 나타났지만 감소의 추세성이 나타났다. 이는 유의확률 0.1 이내에서는 모든 거주기간(연)변수가 유의하였고, 거주기간(연)이 증가할수록 유의성은 강화되는 것을 확인할 수 있다. 지역박탈지수로 인한 자살생각 오즈비는 0.930으로 나타났으나 유의하진 않는 것(p-value 0.315)으로 나타났으며, 지역이혼율, 지역사망자살율의 오즈비도 1.018, 1.002로 개인의 자살생각에 미치지 않는 것으로 나타났다(<부록 6>참조).

「Model7」은 거주기간(연)과 지역박탈지수의 교호작용을 고려한 최종 모형이다. 거주기간(연) 변수들의 오즈비가 「Model4」와 「Model6」에 비해 전반적으로 상승하였고, 4년이상 6년 이하 거주 구간 거주자의 오즈비는 유의성이 사라졌다. 교호작용까지 고려한 지역박탈지수는 「Model6」에 비해 유의성은 향상되었지만 여전히 유의성 검정 기준인 0.1 이내를 충족하진 못하였다(0.315 → 0.230). 거주기간(연) 증가에 따른 자살생각 오즈비의 변화도 불규칙적인 것으로 확인되었고, 8년이상 10년이하 거주자의 변수의 지역박탈지수 교호작용외에는 유의성도 없는 것으로 나타났다.

거주기간(월)을 고려한 다수준 분석은 지역특성 변수를 대입한 「Model8」과 지역특성과 거주기간(연)의 교호작용까지 고려한 「Model9」로 나누어 분석을 실시하였다(<부록 7>참조).

거주기간(월) 0.0에 해당하는 값을 거주기간(월)변수의 기준으로 삼아 분석을 실시한 결과 「Model8」은 「Model4」의 결과와 마찬가지로 거주기간의 증가에 따라 자살생각 오즈비 감소의 완벽한 경향성을 나타내진 않는 것으로 나타났지만 감소의 추세성이 확인되었다. 이는 유의확률 0.05 이내에서는 모든 거주기간(월)변수가 유의한 것으로 나타났다. 지역박탈지수로 인한 자살생각 오즈비는 0.948으로 나타났으나 유의성 검정

기준인 0.1을 넘어서는 것으로 나타났으며(p-value 0.318), 지역이혼율, 지역사망자살율의 오즈비도 1.015, 1.002로 개인의 자살생각에 영향을 미치는 특성이라고 보기 어려운 것으로 확인되었다.

「Model9」는 거주기간(월)과 지역박탈지수의 교호작용을 고려한 최종 모형이다. 거주기간(월) 변수들의 오즈비가 「Model4」와 「Model8」에 비해 전반적으로 하락하였고 모든 거주기간(월)변수의 오즈비가 0.001이 내의 강력한 유의성을 확보하고 있는 것으로 나타났다. 지역특성 변수에서는 지역자살사망율과 지역이혼율은 유의성이 나타나지 않았지만, 지역박탈지수는 자살생각 오즈비가 0.866(p-value <0.001)로 확인되었다. 거주기간(월)과 지역박탈지수의 교호작용은 부분적으로만 유의한 통계치를 생산하였는데, 유의한 통계를 생산한 교호작용의 오즈비 추세만을 종합하면, 거주기간(월)의 증가에 따른 자살생각 오즈비는 조금씩 증가하는 것으로 나타났다(1.094 → 1.131 → 1.142 → 1.171).



## Abstract

### The study on individual and regional effects on suicidal ideation

Shin, Sang Soo

Department of Public Health

The Graduate School

Seoul National University

Suicide rates has been increased quickly since 1990s and suicidal ideation rates also has been got worse simultaneously in Korea. Because it is difficult to explain the cause of suicidal activity simply, researchers attempt to examine the cause in a variety of model such as individual model, environmental model, mixed model. This study assumes that suicidal ideation is influenced by not only individual variables but also environmental variables. Thus, this research aims to examine the relation with suicidal ideation and some characteristics which expect to influence on suicidal ideation.

This study used the data from 2008 community health survey(CHS) and analyzed a representative sample of 200,000 over aged 20 by

provided Korean Center for Disease Control and Prevention (KCDC). For the analysing of regional characteristics, regional data provided National Statistical Office is used. All analysis were performed using the SAS statistical software, 9.1 version and HLM, 6.08 version.

The variable of duration of stay is changed into proportional index and quantitative index. Both index in relation to the duration are significant to the suicidal ideation. After adjusting regional characteristics, proportional index only affects decrease in suicidal ideation and increase in deprivation index have an effect on decrease in suicidal ideation. Analysing interaction between regional deprivation index and proportional duration of residence, the result shows that proportional index variable only influences on increase in suicidal ideation and interaction variable adversely increases suicidal ideation. Suicidal ideation of is partially affected by regional deprivation index, which is regional characteristic, and duration of residence, which is individual characteristic.

Keyword : Suicidal ideation, Regional characteristics, Multi-level Analysis, Interaction, Duration of residence

Student Number : 2010-22092